



Universidad de Salamanca
Facultad de Derecho
Departamento de Derecho Público General
Área de Ciencia Política y de la Administración

Tesis Doctoral

**VOTO Y COMPETICIÓN ELECTORAL
EN AMÉRICA LATINA**

Guillermo Boscán Carrasquero
Director: Dr. Iván Llamazares Valduviego

Salamanca, 2016

INDICE

INTRODUCCIÓN	4
MARCO TEÓRICO	14
INTRODUCCIÓN	14
MODELOS PUROS	14
Modelos de utilidad basados en proximidad.	14
Críticas al modelo clásico de voto.	21
Modelos de utilidad basados en la dirección.	28
LOS MODELOS MIXTOS.	40
CAPÍTULO II	53
INTRODUCCIÓN	53
LOS SUPUESTOS DEL DEBATE	56
Comparación interpersonal versus comparación intrapersonal.	56
Posicionamiento individual versus posicionamiento medio de los partidos o candidatos.	62
Distancia city block versus distancia euclidiana (cuadrática).	73
EVALUACIÓN DE LAS TEORÍAS DE PROXIMIDAD Y DIRECCIONALIDAD RML EN EL CONTEXTO LATINOAMERICANO	77
Curvas de utilidad y curvas de apoyo a los candidatos.	78
CONCLUSIONES PARCIALES	110
CAPÍTULO III	115
INTRODUCCIÓN	115
Direccionalidad RML versus Proximidad: Análisis de regresiones tipo datos de panel.	116
Análisis de los resultados de las diversas combinaciones de supuestos en la comparación entre la proximidad y la direccionalidad RML.	130
Evaluación de la región de aceptabilidad y los modelos mixtos.	134
Análisis de los resultados de los modelos mixtos RML y LK.	151
CONCLUSIONES PARCIALES	153
CAPÍTULO IV	155
INTRODUCCIÓN	155
Modelos mixtos RML según la ideología de los votantes.	156
Análisis de los resultados de la aplicación de los modelos mixtos RML controlando por la ideología de los electores.	175
Modelos mixtos RML por candidatos.	178
Análisis de los resultados de los modelos mixtos RML controlando por los candidatos.	214
CONCLUSIONES PARCIALES	218

CAPITULO V	221
INTRODUCCIÓN	221
Modelos logísticos condicionales	223
ANÁLISIS COMPARADO DE LAS PROBABILIDADES Y CONCLUSIONES PARCIALES	232
CONCLUSIONES	240
APÉNDICE 3.1	247
BIBLIOGRAFIA	250

*“O PT está fincado nos menos informados, que coincide de ser os mais pobres.
Nao é porque sao pobres que apoiam o PT, é porque sao menos informados”
Fernando Henrique Cardoso, Do OUL, em Sao Paulo 06/10/2014- 12h02.*

INTRODUCCIÓN

En América Latina, el arribo de la izquierda al poder que se inició a finales de la década de los años noventa representó una nueva configuración de los escenarios políticos de los países de la región. Más que nuevos actores, nuevas formas de relacionamiento entre los líderes políticos y sus pueblos facilitaron la llegada y la continuidad, prácticamente hasta nuestros días, del grupo de mandatarios identificados con esta corriente ideológica. Alcántara (2008, p. 79) señala que el elevado número de catorce países que en 2008 contaban con políticos ubicados en la izquierda que eran presidentes o estuvieron cerca de convertirse en tales, constituye “una muestra de la creciente apertura del espectro político latinoamericano”.

Tras la reciente alternancia política verificada en Argentina y el triunfo legislativo de la oposición en Venezuela, la actual diversidad de posiciones ideológicas en las que se ubican los distintos gobernantes de los países de la región hace suponer, de igual modo, un mayor grado de consolidación de las democracias latinoamericanas. Lejos de la tercera ola de democratización y siendo los procesos electorales el único mecanismo de asunción al poder de estos liderazgos de izquierda y derecha, la nueva realidad latinoamericana también advierte sobre la necesidad de una revisión de los factores que intervienen en la decisión del voto y la competencia electoral en estos sistemas políticos.

Desde la academia, son muchas e importantes las investigaciones que se han realizado para describir y explicar el comportamiento electoral de candidatos, partidos y votantes en América Latina. Sin embargo, la inmensa mayoría de estos trabajos se han producido en el marco de tres de las cuatro corrientes que tradicionalmente rivalizan para ofrecer una mejor explicación del voto. Por un lado, existe una variedad creciente de estudios que siguen la escuela de Lipset y Rokkan (1967) incorporando condiciones de clivaje social a sus análisis sobre la competencia partidista. Esos elementos pueden ser el género, la etnicidad, la clase, la religión, la zona geográfica u otros naturaleza semejante (Alcántara Sáez y Luna, 2004; Moreno y Méndez, 2007; Valenzuela, Scully y

Somma, 2007; Tanaka y Vera, 2008; Zucco, 2008; Desposato y Norrander, 2009; Hawkins, Kitschelt y Llamazares, 2010; Dargent y Muñoz, 2012; Morgan, 2015). Esta literatura es más amplia si el concepto de clivaje se extiende, en palabras de Inglehart (1984, p. 25), a “todas las pautas relativamente estables de polarización” política. En este sentido, las consecuencias del contraste entre dictadura y democracia en la conformación de los sistemas de partidos y su competición electoral ha sido parte importante de la literatura sobre el Cono Sur en el período post-transicional (Moreno, 1999; Tironi y Agüero, 1999; Ruiz, 2000; Torcal y Mainwaring, 2003; Alcántara y Rivas, 2007).

Por otro lado, existe otro conjunto de estudios que centran su atención en el voto económico, siguiendo la escuela de Key (1966). En esta corriente, las investigaciones comparadas a nivel regional resultan más escasas (Lewis-Beck y Stegmaier, 2008, p. 307). Sin embargo, existe un importante grupo de académicos que abordan el peso de esta variable desde el estudio de casos nacionales (Panzer y Paredes, 1991; Brophy-Baermann, 1994; Buendía, 1996; Remmer y Gélinau, 2003; Weyland, 2003; Cataife, 2011; Tagina, 2012; Ratto, 2013). Del mismo modo, la perspectiva sobre la identificación partidista ha estado bastante presente en los trabajos sobre comportamiento electoral en América Latina, aunque quizás por la propia naturaleza del objeto de estudio, al igual que ocurre en la perspectiva anterior, existe una mayor cantidad de estudios que abordan esta relación a nivel de la dinámica interna de los países que en una perspectiva comparada (Mercado, 1997; Pérez-Liñán, 2002; Samuels, 2006; Moreno y Méndez, 2007; Morgan, 2007; Vidal, Ugues, Bowler y Hiskey, 2010; Lupu, 2013; Samuels y Zucco, 2014). También se debe resaltar que, en este campo, uno de los esfuerzos más interesantes es el que aborda la relaciones clientelares, en los términos expuestos por Kitschelt (2000), como el vínculo más estrecho entre las organizaciones políticas y los electores latinoamericanos (Seligson, 2002; Brusco, Nazareno y Stokes, 2004; Levitsky y Wolfson, 2004; Gonzalez-Ocantos, De Jonge, Meléndez, Osorio y Nickerson, 2012; Calvo y Murillo, 2013).

En el contexto de estas investigaciones, es indudable que la corriente con menos producción científica es la relativa a los modelos espaciales de voto y competición electoral. El origen de esta carencia está relacionado, fundamentalmente, a la baja disponibilidad de los datos requeridos para la operacionalización y evaluación de estas

teorías. En este sentido, no ha sido sino hasta la incorporación de algunos países de la región (Brasil, Chile, Perú, México y Uruguay) en las oleadas de encuestas del *Comparative Study of Electoral System (CSES)*, que la generación de investigaciones bajo esta perspectiva ha comenzado a aumentar. Este incremento se observa, bien en estudios bajo un formato nacional o regional (Katz, 2009; Sulmont, 2015), bien en investigaciones donde países latinoamericanos son incluidos como parte de muestras de mayor tamaño (Kedar, 2009; Warwick, 2009; Aarts y Aardal, 2011; Papageorgiou y Autto, 2014). Antes de ello, los estudios llevados a cabo debían partir del diseño y aplicación de sus propias encuestas, con todas las implicaciones logísticas y presupuestarias que ello podía acarrear para el investigador (Dietz y Goodman, 1987; Dow, 1998b; Pacheco, Vilalta y Yáñez, 2006; Bonilla, Carlin, Love y Méndez, 2011). Desafortunadamente, tal y como señalan Munger y Munger (2013, p. 38) en una revisión reciente sobre investigaciones de esta perspectiva en América Latina, la mayor parte de la literatura empírica sobre teoría espacial sigue estando enfocada en Estados Unidos y Europa.

Desde el punto de vista de su contenido, las teorías espaciales consideran que el voto es el resultado de la interacción entre las estrategias de los partidos políticos y la distribución de los apoyos de los votantes (Davis, Hinich y Ordeshook, 1970; Rabinowitz y Macdonald, 1989). Este vínculo entre el comportamiento de dos entidades bien definidas, organizaciones políticas y electores (*mass-elite linkage*), se construye sobre el supuesto de que ambos son maximizadores del resultado que persiguen. Los primeros buscan alcanzar el poder incrementado lo mayormente posible el apoyo de los votantes; mientras que los segundos buscan obtener la mayor satisfacción posible (utilidad) de su decisión electoral (Downs, 1957). Esto está asociado al hecho de que, en democracia, los electores pueden elegir el candidato que mejor represente sus puntos de vistas y los candidatos pueden competir por los votos adoptando posiciones estratégicas que apelan a ese electorado (Tomz y Van Houweling, 2008, p. 303).

El nombre de esta corriente proviene del hecho de que sus creadores desarrollaron una herramienta formal que permite describir con exactitud la dinámica de la relación entre estos actores: la modelización espacial. En esta metodología, los votantes y candidatos son representados como puntos en un espacio n -dimensional que reflejan sus preferencias en diversos temas; cada tema se corresponde con una

dimensión del espacio político (Davis y Hinich, 1966; Merrill y Grofman, 1999, p. 19). Estas representaciones son utilizadas para la construcción de modelos matemáticos donde se asocia la ubicación de los electores y aspirantes con los resultados electorales, empleando la función de utilidad (o pérdida) como parámetro de preferencia (Davis, Hinich y Ordeshook, 1970, p. 432; Rabinowitz y Macdonald, 1989, p. 98).

Existen dos teorías principales que intentan explicar los patrones de voto y competición partidista: el modelo de la proximidad y el modelo de direccionalidad. Ambas se enfocan en cómo los votantes juzgan las posiciones de los candidatos en los temas del espacio político. La primera de ellas, el paradigma de la proximidad, tiene una importante tradición académica que parte del trabajo de Anthony Downs (1957) "*An Economic Theory of Democracy*"¹. Formalmente, este modelo se generaliza mediante la adopción de una función de utilidad que decrece con la distancia que separa las posiciones de electores y candidatos en cada una de las dimensiones que componen el espacio político (Davis, Hinich y Ordeshook, 1970, p. 429). Así, la utilidad del votante respecto a un candidato específico es mayor cuando éste sostiene opiniones idénticas a las suyas en todos los temas y decae cuando sus posturas se alejan en cada una de las dimensiones de la competición electoral. El votante elige a aquel candidato que le proporcione mayor utilidad total, dada la sumatoria de las utilidades parciales que le aporta dicho aspirante en cada uno de los temas (Hinich y Munger, 1997, p. 6; Merrill y Grofman, 1999, p. 21).

La segunda teoría a analizar es el modelo de direccionalidad. Este paradigma fue desarrollado por Rabinowitz y Macdonald (1989) y Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991)². Para ellos, las dimensiones temáticas tienen la particularidad de ser dicotómicas, por lo tanto, los electores siguen tres pasos para tomar su decisión

¹ La teoría espacial del voto, como se le conoce por ser la primera en desarrollar este tipo de metodología, cuenta con una amplia tradición de investigación teórica y empírica que parte desde los estudios de Hotelling (1929), Downs (1957), Black (1958) y adquiere madurez con importantes aportes de investigaciones como Davis y Hinich (1966, 1967), Plott (1967), Hinich y Ordeshook (1969), Davis, Hinich y Ordeshook (1970), Shepsle (1972), Wittman (1973, 1977), McKelvey (1975), entre otros. Para una acercamiento a esta teoría bajo una perspectiva integral, se recomienda ver Davis, Hinich y Ordeshook (1970), Enelow y Hinich (1984, 1990) y Hinich y Munger (1997).

² Otras publicaciones de referencia son: Rabinowitz, Macdonald y Listhaug (1991), Macdonald y Rabinowitz (1993a), Macdonald y Rabinowitz (1993b), Rabinowitz, Macdonald y Listhaug (1993), Listhaug, Macdonald y Rabinowitz (1994a), Listhaug, Macdonald y Rabinowitz (1994b), Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1995b), Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1995a), Macdonald y Rabinowitz (1998), Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998), Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (2001), Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (2007).

electoral. El primero de ellos es seguir la regla de la dirección. Consiste en que un votante siempre prefiere a un candidato o partido ubicado en su lado de la dimensión temática que a otro ubicado en el tramo opuesto. El segundo paso a cumplir es la regla de la intensidad del partido, con la cual, un elector obtiene mayor utilidad de los candidatos ubicados en los extremos de la dimensión que de los posicionados en el centro de la misma. Existe un límite a esta regla que está representado por el punto donde la radicalización de la postura del partido comienza a ser percibida como inaceptable por el electorado. Dicho límite define la llamada región de aceptabilidad o responsabilidad del partido (Macdonald, Rabinowitz y Listhaug, 2001). Finalmente, la última regla es la intensidad del votante. Esta directriz nace de la transición de la unidimensionalidad a la multidimensionalidad en el modelo matemático. Versa en que la excentricidad (distancia respecto al centro de la dimensión) de la posición del elector es directamente proporcional a la importancia que dicho elector le otorga al asunto representado en esa dimensión temática.

La aparición de una alternativa al modelo de proximidad, como lo representó el esquema de direccionalidad, supuso para la Ciencia Política el inicio de un importante debate sobre los méritos empíricos de dichas teorías. Según Lewis y King (1999, p. 21), a tan sólo una década de planteada esta controversia ya se habían publicado más de 25 artículos académicos que abordaban esta temática y para la década siguiente, tal y como exponen Tomz y Van Houweling (2008, p. 304), la cantidad de investigaciones se había más que duplicado. Desde el punto de vista de la cobertura geográfica es posible encontrar, a título ilustrativo, investigaciones sobre Estados Unidos (Rabinowitz y Macdonald, 1989; Dow, 1998a; Merrill y Grofman, 1999; Adams, Bishin y Dow, 2004; Lacy y Paolino, 2004; Claassen, 2008; Tomz y Van Houweling, 2008); Francia (Pierce, 1993; Adams y Merrill, 2000); Alemania (Krämer y Rattinger, 1997); Noruega (Macdonald, Listhaug y Rabinowitz, 1991; Westholm, 1997; Lewis y King, 1999); Reino Unido (Cho y Endersby, 2003); Suecia (Gilljam, 1997); Canadá (Blais, Nadeau, Gidengil y Nevitte, 2001); Hungría (Todosijević, 2005); Japón (Taniguchi, 2006), España (Queralt, 2012) y Nueva Zelanda (Karp y Banducci, 2002).

Esta gran cantidad de estudios contrasta con la poca producción científica sobre América Latina que emplea esta metodología. Concretamente, en el relevamiento bibliográfico llevado a cabo en esta investigación, no se ha detectado trabajo alguno que

evalúe competitivamente ambas teorías espaciales en los países de la región. Esto resulta lamentable dado que, tal y como expresan Munger y Munger (2013, p. 38), tanto la Ciencia Política podría beneficiarse de las características de la región, como la región podría verse favorecida de las explicaciones que se derivan de esta perspectiva de la Ciencia Política.

Dado ese vacío y tomando en cuenta la apreciación de los citados autores, en esta tesis doctoral se pretende alcanzar un doble objetivo en términos generales. *Por un lado, se intenta determinar el potencial explicativo de estos modelos respecto al voto y la competición electoral en países de la región y, por el otro, se procura llevar a cabo la evaluación empírica de la teoría direccional y la teoría de la proximidad en América Latina.* Específicamente, esta investigación abarca las únicas seis elecciones presidenciales con datos disponibles en el módulo III de CSES, estas son: Chile 2009, México 2006, Uruguay 2009, Perú 2011, Brasil 2006 y Brasil 2010.

Aunque la muestra es limitada, ofrece la oportunidad de examinar los méritos empíricos de ambas teorías espaciales en un conjunto de países que comprenden varios extremos de la región en ciertas características del sistema de partidos y de la competición electoral. Estas características son: relación entre grado de institucionalización, estabilidad y arraigo programático del sistema de partidos (Mainwaring y Scully, 1995; Luna, 2015, p. 28), número efectivo de partidos legislativos (Bunker y Navia, 2010, p. 15) y grado de simpatía de los ciudadanos respecto a las organizaciones políticas.

Respecto a la primera de ellas, se observa que la muestra contiene dos países institucionalizados, estables y programáticos (Chile y Uruguay); un país con una institucionalización incipiente, inestable y no programática (Perú); otro país con el mismo grado de institucionalización, pero estable y no programático (Brasil); y un país con un sistema de partidos hegemónico, estable y no programático (México). Sólo falta por cubrir una sola de las cinco categorías ocupadas por países de la región (sistema institucionalizado, estable, no programático).

En segundo lugar, si se considera el promedio del número efectivo de partidos legislativo entre 1993-2006 como un parámetro de clasificación, México (2,1) ocupa la primera posición, mientras Brasil (8,3) ocupa el último lugar. Uruguay (2,93), Perú (3,69) y Chile (5,52) se ubican en las posiciones seis, once y quince, respectivamente.

Finalmente, si se toma en cuenta el promedio del grado de simpatía que los ciudadanos expresan respecto a los partidos políticos en las encuestas del *Latin American Public Opinion Project (LAPOP)* (años 2008, 2010 y 2012), Uruguay ocupa el segundo puesto de los diecisiete países, mientras Chile se encuentra en el último lugar. México, Brasil y Perú se ubican en las posiciones ocho, doce y quince, respectivamente.

También existe una característica común a todos los países de la región en cuanto a sus sistemas políticos cuyas implicaciones no es posible pasar por alto: el presidencialismo. Esta variable, tal y como expone Nohlen (1991, p. 67), constituye uno de los factores más relevantes en la estructuración del sistema de partidos y la definición de la competición electoral. Esto es así debido al peso de esta institución como poder en el juego político, al punto que “los partidos políticos y sus líderes están en competencia, en primer lugar, por vencer uno al otro en esta contienda por la presidencia” (p. 67). En este contexto, el liderazgo del candidato puede llegar a desplazar el peso de la organización política y de los contenidos ideológicos en la campaña electoral (Torcal y Mainwaring, 2003, p.153; Alcántara, 2008, p. 77). Así, en la medida que el liderazgo de los competidores está asociado teóricamente con el componente de la intensidad en la teoría de la direccionalidad (Iversen, 1994, p.46-47; Rabonowitz y Macdonald, 1989, p. 99), la distinta fuerza con la que se pudiera manifestar en el conjunto de los casos podría ofrecer información importante sobre el vínculo existente entre ambos elementos.

Mientras estas semejanzas y diferencias entre los casos delimitan el alcance de los resultados de esta investigación en términos comparados, la consecución del primer objetivo es lo que determina la estructura y la metodología de la presente tesis doctoral. En este sentido, el marco teórico de esta investigación desarrolla de manera detallada los aspectos formales de las principales teorías espaciales de utilidad electoral. En una primera parte de este capítulo se describen los modelos puros y, en segundo lugar, se exponen las distintas configuraciones que adoptan las formulaciones mixtas. Dentro de los esquemas puros, la primera teoría que se desarrolla es el paradigma de clásico de la proximidad, seguida de la presentación del modelo de descuesto de Grofman (1985) que constituye una sofisticación de aquella. Luego, se exponen las críticas a este paradigma que intentaron ser cubiertas en los modelos espaciales posteriores. Finalmente, se exponen los distintos modelos basados en la dirección empezando por los esquemas de

Weisberg (1974) y Matthew (1979) para terminar en la descripción de la teoría de Rabinowitz y Macdonald (1989) y Rabinowitz, Macdonald y Listhaug (1991).

En la segunda parte de este capítulo teórico, se detalla el modelo mixto de Rabinowitz y Macdonald (1989) y la formulación *representational policy leadership* de Iversen (1994) que es matemáticamente equivalente al anterior. Luego se describe el esquema unificado de Merrill y Grofman (1997) que integra todos los modelos anteriores en una ecuación única. Es importante señalar que los modelos mixtos expuestos en este apartado son aquellos que, tal y como advierten Lewis y King (1999, p25, n6), son mostrados por sus creadores como verdaderos modelos de comportamiento electoral y no sólo como esquemas de evaluación empírica.

Luego del marco teórico, se presentan directamente los cuatro capítulos empíricos que forman parte de la estructura de esta investigación. En este punto, es importante señalar que esta tesis doctoral no contempla la inclusión de un apartado metodológico aislado. Esto se debe a que, dada la naturaleza formal de las teorías, se ha preferido exponer en cada capítulo empírico los supuestos, modelos, pruebas y objetivos parciales que son perseguidos en cada uno de ellos. Esos cuatro capítulos empíricos se encuentran divididos conforme al tipo de variable dependiente. En los tres primeros se intenta explicar la evaluación de los candidatos en las seis elecciones objeto de estudio; mientras que en el último apartado se explica el voto. Estas dos variables se corresponden con los pasos de toda decisión electoral expuestos por Davis, Hinich y Ordeshook, (1970, p. 429).

De acuerdo con ello, el segundo capítulo desarrolla, en primer lugar, los términos más importantes del debate entre Westholm (1997; 2001) y Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998; 2001) acerca de los distintos supuestos empleados en la operacionalización de los modelos. Luego, se procede a la exploración visual de las curvas de utilidad de los electores y de apoyo de los candidatos en cada una de las elecciones analizadas. También se emplea la prueba U de Mann-Whitney para determinar si existen diferencias significativas en cuanto a sus valoraciones de los candidatos entre los electores de izquierda y de derecha.

En el capítulo tercero se llevan a cabo ocho regresiones OLS agrupadas por cada país combinando los distintos supuestos que forman parte del debate entre proximidad y direccionalidad. Estos supuestos son: la comparación intrapersonal versus la

evaluación interpersonal de las utilidades; el uso de la media como posición objetiva de los candidatos o la ubicación individual que le asignan los electores y, finalmente, el uso de la distancia euclidiana cuadrática versus el empleo de la distancia *city block* en la definición de la proximidad. Luego de llevar a cabo estas pruebas, dados los problemas de colinealidad y la necesidad de evaluación empírica de la región de aceptabilidad que forma parte de la teoría direccional, se procede a evaluar dos tipos de modelos mixtos: el esquema propuesto por Rabinowitz y Macdonald (1989) y la formulación de Lewis y King (1999). Es importante destacar que el segundo modelo combinatorio no constituye un modelo de comportamiento electoral. En ese sentido, sólo suele emplearse en la literatura para evaluar competitivamente las teorías espaciales bajo examen.

Hasta este punto, todas las pruebas realizadas tienen por finalidad evaluar a la direccionalidad y la proximidad a nivel del sistema de político, por esta razón, en el capítulo cuarto se lleva a cabo la evaluación empírica de los modelos a dos niveles de agregación inferior. Por un lado, tomando en cuenta los resultados visuales de las pruebas del capítulo segundo, el electorado se divide en dos muestras: una de electores de derecha y otra de electores de izquierda. Luego se ejecutan modelos mixtos del tipo de Rabinowitz y Macdonald (1989) con cada uno de ellos. La segunda estrategia de segmentación es la ejecución de pruebas mixtas por cada candidato que participa en las elecciones objeto de estudio. Cabe recordar que todas las pruebas realizadas en los capítulos empíricos donde la variable dependiente se corresponde con la evaluación de los candidatos son análisis deterministas³.

En el capítulo quinto, la estrategia de evaluación empírica de los modelos pasa a un esquema probabilístico. Esto se debe al cambio que opera en la variable dependiente que pasa de la valoración de los candidatos a la determinación del voto. Para cumplir con dicho cometido se emplea el modelo logístico multinomial condicional, desarrollado por McFadden (1974) para la toma de decisiones con variables discretas⁴. En ellos, es posible someter a la consideración del modelo, no sólo atributos de los individuos, sino que también se pueden considerar características asociadas a los candidatos. Esta propiedad es fundamental para la evaluación de los modelos espaciales bajo examen.

³ El análisis estadístico de los datos en los tres primeros capítulos empíricos fue desarrollado con el procesador estadístico *IBM SPSS Statistic 21*.

⁴ Para la ejecución de este modelo logístico se empleó el procesador estadístico *R project* (R Core Team, 2015). Específicamente, se usó el paquete “*mlogit*” desarrollado por Croissant (2013).

Es importante señalar que, en los análisis desarrollados en los capítulos tres, cuatro y cinco y dada la disponibilidad de datos en la base utilizada, sólo es posible llevar a cabo la evaluación empírica de las teorías en modelos construidos exclusivamente sobre la dimensión ideológica. Como Hinich y Munger (1997, p.192) han argumentado, esta estrategia se encuentra plenamente justificada porque una función relevante de la ideología es la capacidad de guiar acciones futuras y de predecir posiciones sobre nuevos temas. Esta lógica ha sido aplicada para el caso latinoamericano para el estudio del comportamiento tanto de los ciudadanos (Beltrán, 2009; Wiesehomeier y Doyle, 2012; Mainwaring, Torcal y Somma, 2015; Sulmont, 2015) como de sus representantes políticos (García Díez, 2006; Alcántara y Rivas, 2007; Alcántara, 2008).

Finalmente, en el apartado final, se presentan los resultados de esta tesis agrupando las conclusiones parciales de cada capítulo empírico y evaluando el grado de cumplimiento de los objetivos planteados. También se ofrecen algunas sugerencias que se derivan de los resultados obtenidos que pueden servir de inspiración para investigaciones futuras.

MARCO TEÓRICO

INTRODUCCIÓN

Este primer capítulo tiene por objeto enmarcar teóricamente el presente trabajo de investigación. Su estructura se desglosa en dos momentos. En un primer momento, se desarrollan los modelos puros. En un segundo momento, se introducen los modelos mixtos que fueron creados con el objeto de generar una síntesis entre los diferentes tipos puros.

Al hablarse de los modelos puros, se desarrollan, inicialmente, los modelos de utilidad basados en la proximidad. Se procede entonces a comentar las contribuciones que, en este terreno, han sido legadas por Downs (1957) (en su modelo espacial) y por Grofman (1985) (en su modelo de descuento). Posteriormente, se presentan de manera esquematizada las críticas que fueron pronunciadas sobre estos modelos. Luego, se comentan los modelos puros basados en la dirección. En tal sentido, se hace mención de los aportes de Weisberg (1974), Matthews (1979), Rabinowitz y Macdonald (1989) y Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991).

El capítulo termina describiendo los llamados modelos mixtos. A tales efectos, se procede a hablar de tres aportaciones fundamentales. Una de ellas es el trabajo de Rabinowitz y Mcdonald (1989) en el que se crea el primer modelo mixto. La siguiente es la obra de Iversen (1994) en la que, por primera vez, se habla de los modelos mixtos como una teoría de utilidad independiente. Por último, se detalla la producción de Merrill y Grofman (1997) en la que, a partir de la inclusión de dos parámetros, se construye un modelo unificado.

MODELOS PUROS

Modelos de utilidad basados en proximidad.

Modelo espacial de Downs.

La teoría clásica del voto tiene su principal fundamento en el trabajo de Anthony Downs (1957) *"An Economic Theory of Democracy"*. Esta obra, junto a importantes aportes de otros investigadores (Davis y Hinich, 1966; Plott, 1967; Hinich y Ordeshook, 1969; Davis, Hinich y Ordeshook, 1970; Shepsle, 1972; Wittman, 1973; McKelvey, 1975; Kramer, 1977; Wittman, 1977), dotó a la Ciencia Política de una herramienta útil para el

traslado de las dinámicas electorales a procesos de toma de decisiones racionales. Esa herramienta es la modelización espacial. En esta metodología, los votantes y candidatos son representados como puntos en un espacio n -dimensional que reflejan sus preferencias en diversos temas⁵; cada tema se corresponde con una dimensión del espacio político (Davis y Hinich, 1966; Merrill y Grofman, 1999, p. 19). Estas representaciones son utilizadas para la construcción de modelos matemáticos donde se asocia la ubicación de los votantes y candidatos con los resultados electorales, empleando la función de utilidad como parámetro de preferencia (Davis, Hinich y Ordeshook, 1970, p. 432).

Desde el punto de vista formal, el número de dimensiones que componen el espacio político puede variar. Downs (1957) propuso en su teoría positiva una sola dimensión que representaba la ideología. En este tipo de modelos conformados por una única variable, el gráfico suele tener la forma de una línea recta con formato de escala cuyos valores numéricos ascienden desde el extremo izquierdo al límite derecho. Desde otro punto de vista, Davis y Hinich (1966) advirtieron de que si la teoría espacial deseaba mantener su valor descriptivo y predictivo debía permitir la incorporación de más de una dimensión de conflicto. Para ello, sentaron las bases de los modelos espaciales multidimensionales.

En la actualidad, existe una extensa literatura que considera que, además de la ideología, existen otros temas políticos que ofrecen explicaciones plausibles sobre el comportamiento y los resultados electorales. Sin embargo, es importante recordar que la multidimensionalidad no implica, necesariamente, la exclusión del componente ideológico. Como señala Thurner (2000, pp. 494-495), desde el punto de vista de la modelización, hay que distinguir entre la corriente clásica de Davis, Hinich y Ordeshook (1970) donde las dimensiones representan, esencialmente, políticas públicas y la perspectiva neodownsiana de Enelow y Hinich (1981) donde las dimensiones latentes son, básicamente, ideológicas.

Con independencia del número de temas, la representación de las preferencias en la teoría clásica del voto posee dos características importantes. Por un lado, presenta una clara adaptación a cuestiones de política pública. Como señala Ferejohn (1999: 330),

⁵ En la literatura de lengua inglesa, el término utilizado es *issue*. Para esta investigación, se usan indistintamente "*issue*" y "*tema*".

los candidatos, preocupados por ganar las elecciones, prometen a los electores ejecutar ciertas políticas con el único objetivo de ser elegidos. Estas políticas suelen corresponder con posturas ubicables en el espacio temático, de manera que los votantes, en lugar de preocuparse por la identidad del candidato o partido que alcanzará la victoria, tiendan a adoptar sus decisiones basándose en la credibilidad de las políticas prometidas durante la campaña (Enelow y Hinich, 1984, p. 40).

Por otro lado, el espacio político donde se representan las preferencias en la modelización clásica se caracteriza por ser continuo y ordenado (Hinich y Munger, 1997, p. 46; Westholm, 1997, p. 865). Técnicamente una dimensión es continua cuando entre dos alternativas posibles existe otra alternativa viable y, es ordenado, cuando es posible organizar las alternativas según algún tipo de atributo que crece o decrece a lo largo de todo el espacio temático. También es una condición importante de la representación de las preferencias el que la percepción de orden sea compartida por todos aquellos votantes que deciden con base a un mismo parámetro.

Supóngase que el tema sobre el cual deciden a quién votar los electores de una localidad sea la seguridad social. En este caso, el modelo de Downs (1957) exige que exista un infinito número de variantes en el grado de participación del estado (o del individuo) en el que los candidatos, partidos y electores puedan diferenciarse en cuanto a sus posturas. Tomando en cuenta la regla de maximización de la utilidad, cuanto más cerca está la posición del partido o candidato al punto ideal del votante, mayor será la preferencia del votante sobre ese candidato o partido. Esto quiere decir que el grado de satisfacción que experimenta un elector respecto a un determinado candidato, es inversamente proporcional a la distancia que existe entre el punto que representa su postura en la dimensión temática y el punto que simboliza la posición del referido candidato, de manera que a medida que aumenta la distancia entre ambos la utilidad del votante es menor y viceversa. De allí que se les denomine modelos de utilidad por proximidad.

Es importante resaltar que, como se expresó anteriormente, cuando se recurre a la modelización espacial los puntos graficados representan las posturas de electores, candidatos y partidos respecto a la política pública y no concretamente a los electores, candidatos y partidos. Ello trae como consecuencia que lo que está en el centro de la discusión son las preferencias electorales y no las decisiones en sí, como ocurre en los

modelos de utilidad basados en la dirección (Morton, 1999: 253). Esto deja abierta la posibilidad de que el votante pueda asumir comportamientos estratégicos cuando lo considere oportuno, eligiendo a candidatos o partidos que están lejos de sus puntos ideales de preferencias pero que, tomando en cuenta la probabilidad de ocurrencia de los resultados, terminen por maximizar su utilidad final.

Volviendo a las consideraciones formales, el modelo de proximidad clásico se generaliza mediante la adopción de una función de utilidad que decrece con la distancia que separa las posiciones de electores y los candidatos en cada una de los temas de política pública importantes para la elección. Así, la utilidad del votante respecto a un candidato es mayor cuando éste sostiene opiniones idénticas a las suyas en todos los temas y decae cuando sus posturas se alejan en cada una de las dimensiones. El elector elige a aquel candidato que le proporcione mayor utilidad total, dada la sumatoria de las utilidades parciales que le aporta en cada uno de los temas.

Convencionalmente, existen dos formas de medir la distancia entre los diversos puntos que componen el espacio político (Westholm, 1997: 876; Morton, 1999: 257; Adams, Merrill y Grofman, 2005: 17; Pacheco y otros, 2006: 101-102). Por un lado, está la función de utilidad cuadrática con métrica euclidiana. En ella, la utilidad decrece con el cuadrado de la distancia entre votantes y candidatos o partidos. Esta función se define de la siguiente manera:

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{C}) = -[(v_1 - c_1)^2 + \dots + (v_n - c_n)^2], \quad (1.1)$$

o, lo que es igual:

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{C}) = -\sum_{i=1}^n (v_i - c_i)^2 = -|\mathbf{V} - \mathbf{C}|^2, \quad (1.1)$$

donde $\mathbf{V} = (v_1, \dots, v_n)$ y $\mathbf{C} = (c_1, \dots, c_n)$ representan, respectivamente, la posición del votante y el candidato en un espacio n -dimensional temático; v_i y c_i son las posiciones de votante y candidato en el i -ésimo tema, $i = 1, \dots, n$; y $U(\mathbf{V}, \mathbf{C})$ representa la utilidad del elector \mathbf{V} al votar por el candidato \mathbf{C} .⁶

⁶ Nótese que, para cualquier vector \mathbf{X} , $|\mathbf{X}|$ representa la longitud euclidiana en un espacio n -dimensional, esto es, $|\mathbf{X}| = \sqrt{\sum_{i=1}^n x_i^2}$. Así, $|\mathbf{V} - \mathbf{C}|$ es la distancia euclidiana entre \mathbf{V} y \mathbf{C} ; y $|\mathbf{V} - \mathbf{C}|^2$ el cuadrado euclidiano de dicha distancia.

Por otro lado, una forma alternativa de medir la distancia entre puntos del espacio político es la utilidad lineal conocida como *city-block*. En este caso, el modelo es bastante parecido al anterior salvo que la utilidad decrece con relación a la distancia en sí misma y no respecto del cuadrado como ocurre en la métrica anterior. La función de utilidad *city block* se define de la siguiente manera:

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{C}) = -[|v_1 - c_1| + \dots + |v_n - c_n|], \quad (1.2)$$

o, de forma abreviada:

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{C}) = -\sum_{i=1}^n (v_i - c_i) = -|\mathbf{V} - \mathbf{C}|, \quad (1.2)$$

donde, de modo similar, $\mathbf{V} = (v_1, \dots, v_n)$ y $\mathbf{C} = (c_1, \dots, c_n)$ representan, respectivamente, la posición del votante y el candidato en un espacio n -dimensional temático; v_i y c_i son las posiciones de votante y candidato en el i -ésimo tema, $i = 1, \dots, n$; y $U(\mathbf{V}, \mathbf{C})$ representa la utilidad del elector \mathbf{V} al votar por el candidato \mathbf{C} .

Adams y otros (2005: 17) advierten que es difícil distinguir, empíricamente, si la utilidad cuadrática representa mejor la evaluación de los candidatos y partidos por parte de los electores que la utilidad lineal (u otro tipo de distancia). Existe evidencia de que esta última utilidad se adapta mejor a los resultados de las encuestas tipo *feeling thermometer*⁷, como las utilizadas por la *American National Election Studies* y en estudios similares de otros países (Westholm, 1997: 876; Merrill y Grofman, 1999: 173-175; Berinski y Lewis, 2001; Adams y otros: 2005: 17). Sin embargo, partiendo del supuesto de que la escala de la utilidad sea en sí misma lineal y no necesite estar constreñida a un espacio determinado, resulta problemático que tanto la dimensión que representa la política pública como las medidas del *thermometer* estén limitadas a una cantidad finita de intervalos (1-7 ó 0-10 en el primer caso y 1-100 en el segundo). Por esta razón, la utilidad cuadrática puede resultar, en la mayoría de los casos, más

⁷ *Feeling Thermometer* es una herramienta utilizada por los investigadores en las encuestas para determinar y comparar lo que sienten los entrevistados acerca de una determinada persona, grupo o asunto. Básicamente, consiste en solicitar al encuestado la clasificación numérica de dicha persona, grupo o asunto en una escala imaginaria que se corresponde con grados de temperatura.

conveniente desde el punto de vista matemático que una función lineal (Erickson y Romero, 1990; Álvarez y Nagler, 1995; Adams y otros, 2005).

Modelo de Descuento de Grofman.

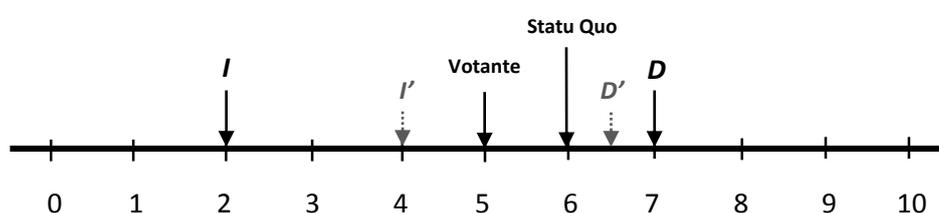
El modelo de utilidad de Grofman (1985) constituye una variación de la teoría clásica del voto. En su trabajo, Downs (1957: 39) reconoce que los votantes están en conocimiento de que los partidos no tienen la capacidad suficiente para hacer en el gobierno todo lo que prometen durante la campaña electoral. Ante esta realidad, los electores se ven en la necesidad de ir más allá de la simple comparación de plataformas para tomar su decisión de voto y quedan obligados a estimar, mentalmente, la magnitud del cambio que puede materializar cada partido o candidato si llegara a alcanzar el poder.

Grofman (1985) toma en consideración este argumento para introducir dos modificaciones al modelo espacial expuesto con anterioridad. Por un lado, propone dar cuenta del punto donde se ubica el *statu quo* de una política determinada y, por el otro, asumir un descuento explícito de la posición de cada candidato en la respectiva dimensión temática (Merrill y Grofman, 1999: 22). Con estos cambios en el modelo de proximidad, Grofman (1985) asume que el *statu quo* funciona como un ancla para la acción de gobierno y que, por lo tanto, los electores saben que los candidatos, aun cuando no podrán modificarlo hasta el punto que defienden en sus plataformas, sí podrán moverlo parcialmente en la dirección de sus promesas electorales. Esto hace suponer que los partidos en el gobierno ejecutarán sus políticas públicas en una ubicación intermedia entre el *statu quo* y sus mensajes de campaña, según la proporción indicada por un factor de descuento hipotéticamente compartido por todos los votantes. Una vez definidas las nuevas posiciones de los partidos por parte de los electores, éstos deciden por quién votarán siguiendo la regla de la proximidad.

Para ilustrar el comportamiento de este modelo haremos uso del siguiente ejemplo. Considere que en una dimensión izquierda-derecha (de 0 a 10) el *statu quo* está situado en el punto 6 y los partidos *I* y *D* en los valores 2 y 7, respectivamente. Imagine también que un votante, luego de analizar la capacidad de ambos partidos para ejecutar sus promesas electorales en un futuro gobierno, considera que el cambio que pueden generar respecto al estado actual de la política pública equivale a un descuento

de un 50% de la posición de sus plataformas de campaña. Esto quiere decir que el elector tiene la expectativa de que *I* ejecute su política en el punto 4 (*I'*) y *D* implemente su programa en el valor 6.5 (*D'*). Como se observa, en un modelo determinista de voto este descuento haría cambiar la decisión del votante, dada su ubicación en el valor 5. La razón está en que el punto 4 está más cerca de la ubicación ideal del votante que el punto 6.5, lo que otorga la victoria al partido *I*, mientras que si no se aplica el factor de descuento el partido *D* resultaría electo.

Figura 1.1 Ilustración de modelo de descuento de Grofman



Fuente: Elaboración propia a partir de Adams y otros, 2005: 25.

Desde el punto de vista formal, el factor de descuento lo constituye un valor comprendido entre 0 y 1. Siguiendo la exposición de Adams y otros (2005: 25), cuando se indica que, por ejemplo, un factor de descuento es de 0.25, se quiere decir que los votantes descuentan de la capacidad de un candidato específico para mover el *statu quo* cerca de su posición ideal, un 25%. En general, esto significa que para determinar la posición de un candidato luego de aplicado un descuento concreto, se debe multiplicar la distancia entre el *statu quo* y la posición del respectivo candidato por el resultado de restarle el factor de descuento a 1, y el producto obtenido se suma al valor de la ubicación del *statu quo*. Así tenemos que, siendo *SQ* la ubicación del *statu quo* y *d* el factor de descuento aplicado a la posición *c* de un candidato que, por simplicidad, es igual para todos los votantes, la posición descontada del partido está definida por $SQ + (1 - d)(c - SQ)$. Si $d = 0$ no existe descuento; si $d = 1$ el descuento es total, por lo que, no habrá cambios en el *statu quo* de la política pública.

En este modelo la función de utilidad tiene la misma estructura que la del modelo clásico de proximidad, basta con sustituir la ubicación del candidato en las distintas dimensiones por sus posiciones luego de aplicado el descuento. Cumpliendo el supuesto

de que el factor de descuento es, respecto a un candidato, el mismo para todos los electores y en todas las dimensiones, la utilidad queda definida por la siguiente expresión:

$$\begin{aligned}
 U(\mathbf{V}, \mathbf{C}) &= - \sum_{i=1}^n [v_i - (SQ + (1 - d_i)(c_i - SQ))]^2 = \\
 &= - \sum_{i=1}^n [v_i - dc_i]^2 = \\
 &= -|\mathbf{V} - d\mathbf{C}|^2,
 \end{aligned} \tag{1.3}$$

donde, $\mathbf{V} = (v_1, \dots, v_n)$ y $d\mathbf{C} = (dc_1, \dots, dc_n)$ representan, respectivamente, la posición del votante y la ubicación del candidato luego de aplicado el factor de descuento en un espacio n -dimensional temático; v_i y dc_i son la posición del votante y la postura del candidato con descuento en el i -ésimo tema, $i = 1, \dots, n$; y $U(\mathbf{V}, \mathbf{C})$ representa la utilidad del elector \mathbf{V} al votar por el candidato \mathbf{C} .

Críticas al modelo clásico de voto.

Una de las primeras críticas realizadas al modelo clásico de utilidad del voto fue elaborada por Stokes (1963) en su trabajo "*Spatial Models of Party Competition*". Tal como puede deducirse del título de su publicación, la crítica central del autor va dirigida al intento de Downs (1957) de presentar una teoría de decisión electoral como sustituta de una teoría sobre partidos. Stokes (1963) señala que en el proceso de trasladar el modelo de Hotelling (1929) sobre luchas entre empresas a un modelo de competencia entre partidos, Downs (1957) se ve obligado a introducir en su modelo supuestos sobre los cuales se tiene poca evidencia empírica. Estos supuestos son: la unidimensionalidad ideológica en la representación del espacio político, la consideración de ciertas estructuras de la competición partidista como fijas o permanentes, la exigencia de posicionamiento en dimensiones ordenadas que recae sobre los actores y la necesidad de un marco cognitivo común entre candidatos y electores.

Es posible afirmar que las tres primeras críticas están centradas en el binomio tema-dimensión, mientras que la cuarta objeción está relacionada con el contexto de información imperfecta que caracteriza a los procesos electorales en el mundo real. Para

refutar el primero de los supuestos planteados, Stokes (1963) apela a la evidencia empírica recogida en los estudios del *Survey Research Center* de la Universidad de Michigan. Expone que en el caso de los sistemas bipartidistas y, específicamente, cuando se trata de los Estados Unidos, la presencia de diversas dimensiones actitudinales estadísticamente independientes entre sí sobre las cuales los encuestados construyen su decisión electoral constituye un hallazgo reiterado en las investigaciones. También argumenta que en las entrevistas realizadas por el Centro, sólo una décima parte de los sujetos reconoce utilizar la dimensión liberal-conservador como patrón diferenciador, mientras que cerca de la mitad de los encuestados manifiesta que dicha terminología le resulta poco familiar.

La unidimensionalidad ideológica también es difícil de compatibilizar con la evidencia empírica que suele encontrarse en los estudios realizados en sistemas multipartidistas. El apoyo electoral que reciben las organizaciones políticas en dichos países tiende a estar asociado a la presencia de múltiples temas de conflicto político, como pueden ser la clase social, la religiosidad, la identificación étnica o, simplemente, la presencia de intereses sociales o económicos especiales que no encajan fácilmente en un orden de estratificación determinado.

De estos planteamientos se desprende que, en un principio, Stokes (1963) se preocupa por dos aspectos: el primero de ellos es el número de dimensiones y, el segundo, la ideología como tema. Sin embargo, llama la atención que cuando el autor aborda los sistemas multipartidistas se mueve hacia la teoría de clivajes a fin de aportar explicaciones sobre la persistencia de las diferencias partidistas. Este matiz es importante puesto que permite introducir una crítica adicional a la teoría clásica: si bien es cierto que la decisión del voto no se explica totalmente mediante una única dimensión ideológica, también lo es que las dimensiones adicionales que intervienen en dicha decisión pueden versar sobre aspectos que no guardan relación con la política pública. Esta nueva objeción apunta directamente a la naturaleza del tema y la racionalidad instrumental que caracteriza a ciertos modelos de proximidad.

Page (1977) en sus críticas a la teoría de elección social y los procesos electorales, señala que los individuos al votar persiguen beneficios psicológicos más allá de la utilidad pragmática de una determina política de gobierno. Estos beneficios pueden ser, por ejemplo, el placer de apoyar a un candidato o partido independientemente del

resultado de la elección; la gratificación simbólica de tener un compañero político de la misma etnia o un amigo carismático en un cargo gubernamental; o, sencillamente, el gusto. En esta crítica, la naturaleza de los temas que toma en cuenta el votante para adoptar su decisión electoral adquiere mucha importancia. Sin embargo, también es relevante advertir que la satisfacción derivada de estos factores no relacionados a la política pública es difícil de distinguir, empíricamente y en contextos de información imperfecta, de la utilidad instrumental que procede de la consecución de objetivos económicos y políticos específicos.

De vuelta sobre las críticas a los supuestos de Downs (1957), Stokes (1963) sostiene que, contrario a lo expuesto por la teoría clásica, el espacio donde se relacionan votantes y organizaciones políticas suele tener una estructura variable: así como los partidos pueden ser percibidos y evaluados en diversas dimensiones, también las dimensiones que son importantes para el electorado pueden variar con el transcurso del tiempo. La pregunta clave para desvirtuar este supuesto es si los temas son parte de las estructuras del espacio político o no.

Esta interrogante es importante puesto que cambios electorales drásticos pueden ser el resultado de alteraciones en las coordenadas del sistema (en las dimensiones), más que el producto de modificaciones en la distribución de los partidos y votantes. Tomando en cuenta esta afirmación, el autor señala que una de las habilidades que debe desarrollar un candidato que busca apoyo público en una democracia, es la de discernir qué temas son importantes para el electorado o pueden convertirse en importantes para el conjunto de los votantes mediante la propaganda electoral.

Page (1977) también aborda esta objeción en su trabajo. Desde el punto de vista normativo, las preferencias de los electores deben ser auténticas y no impuestas. Sin embargo, a nivel empírico es posible hallar tanto factores exógenos como endógenos que generan cambios en las preferencias de los votantes, incluso en cortos períodos de tiempo. Entre las múltiples variables exógenas que pueden ejercer una influencia sobre los electores se encuentran la comunicación persuasiva (McGuire, 1969); las escuelas, los medios comunicación y los sectores poderosos de la sociedad (Miliboard, 1969); y en términos generales, las estructuras económicas y los mecanismos de socialización.

En cuanto a las variables endógenas, existen dos aspectos fundamentales que afectan la variabilidad de las preferencias: por un lado, la influencia recíproca entre candidatos y electores como resultado del proceso de agregación de las mismas y, por el otro, el surgimiento de información nueva en un contexto caracterizado por su escasez. Como consecuencia, Page (1977) afirma que si las preferencias pueden cambiar existen pocas razones para creer que las dimensiones son fijas. Por el contrario, existe suficiente evidencia para afirmar que los políticos y los partidos tienen capacidad y ejercen acciones para manipular y reformar la estructura de temas que componen el espacio político.

El tercer supuesto cuestionando la teoría de utilidad del voto es la pretensión de que tanto partidos como votantes sean capaces de ubicarse entre sí, en una o varias dimensiones comunes. Para que ello sea posible, debe existir al menos un conjunto ordenado de alternativas de acciones de gobierno entre las cuales los partidos puedan elegir qué políticas defender y los votantes cuál de ellas preferir (Stokes, 1963). Hinich y Muger (1997) reconocen que esta crítica es central en el modelo clásico. Para estos autores, la definición de lo que es un *tema* representa una gran dificultad para la teoría espacial, ya que casi cualquier asunto puede ser considerado como tal. Dado este reconocimiento, consideran que es útil restringir el uso del término a cuestiones que atraigan la atención general sobre el proceso político, lo que significa hacer frente a dos dificultades: por un lado, cómo determinar cuándo un asunto adquiere suficiente importancia para pasar a ser considerado un “tema” y, por otro lado, que no todo tema permite a los votantes y candidatos posicionarse en los términos que lo exige la teoría clásica del voto. Ambos planteamientos están relacionados con problemas de medición.

Page (1977) advierte que los métodos utilizados por los partidarios de la teoría clásica para medir la importancia o la intensidad de los temas suelen ser deficientes, a pesar de reconocer que no es fácil diseñar métodos más sofisticados para ello. Preguntas como “cuán fuerte...” es el sentimiento de un encuestado, apenas da cuenta de las cantidades que teóricamente son necesarias para la construcción de los modelos de proximidad y hallar equilibrios en sus predicciones. También advierte que la apelación a medidas como los coeficientes de regresiones de la votación sobre condiciones objetivas (en estudios longitudinales) o sobre opiniones relacionadas a las

políticas públicas (en estudios transversales) termina, comúnmente, por confundirlas con la relevancia de una dimensión para una determinada decisión.

Desde el punto de vista de los hallazgos empíricos, Page (1977) sostiene que, contrario a lo que exponen ciertas teorías de competencia electoral, la importancia de los temas varía ampliamente entre los individuos y grupos, y esa variación no es independiente de la dirección de dicha opinión. Ello, sumado a los argumentos esbozados con anterioridad, conduce a pensar que es muy probable que la intensidad que los individuos otorgan a los temas sea, también, una estructura variable y los políticos puedan, por lo tanto, manipularla.

La segunda dificultad constituye un aspecto más complejo. Algunos modelos de la teoría clásica requieren la medición cardinal de la utilidad. Esto es que el elector sea capaz de reportar cuantitativamente la satisfacción que le producen los diversos elementos de la política. Para ello se han empleado, fundamentalmente, dos tipos de técnicas de medición (Torgerson, 1958). Unas están basadas en la evaluación cuantitativa subjetiva, como sucede con los *feeling thermometer*. Otras utilizan las variaciones en los juicios de los electores como, por ejemplo, las diferencias apenas imperceptibles en comparaciones repetidas por pares, para determinar la proporción de las unidades de intervalo que son necesarias en ciertos modelos. A pesar de ello, Page (1977) señala que ninguna de estas técnicas está exenta de dudas sobre sus supuestos y advierte que no existen esfuerzos suficientes para mejorar la medición, en unidades de intervalo y en dimensiones comunes, de las utilidades que generan en los ciudadanos las alternativas de política pública. Ello conduce a serias dudas sobre la forma de la función de utilidad y sobre sus predicciones.

Matthews (1979) advierte que existen cuatro supuestos que limitan el concepto de utilidad en la teoría clásica. En primer lugar, sus modelos típicos requieren que el mensaje que transmiten los candidatos a los votantes sean puntos de un *espacio-tema* de tipo euclidiano. Un *punto-mensaje* representa una *promesa-resultado* por parte del candidato en la respectiva dimensión, lo que pone de manifiesto dos prerrequisitos básicos adicionales: por un lado, la posibilidad de una perfecta movilidad del candidato a lo largo de todo el espacio y, por el otro, la existencia de un perfecto flujo de información entre candidatos y electores. En segundo término, Matthews (1979) señala que en el modelo clásico se parte de la premisa de que todas las promesas de los

candidatos son creídas por el electorado y que el resultado que el votante cree que ocurrirá si un determinado candidato es elegido es asumido como idéntico al *punto-mensaje* de dicho candidato. En tercer lugar, la utilidad euclidiana exige que las preferencias de los individuos deban completar el espacio que representa el respectivo tema y con frecuencia deban disminuir con el aumento de la distancia desde un punto ideal. Finalmente, el modelo clásico asume que los candidatos perciben las preferencias de todos los votantes en cada punto del espacio que representa un tema determinado.

Esa distribución de los puntos ideales de preferencias, a lo largo de una dimensión compuesta de unidades de distancia identificables entre ellas, no siempre es posible. Tal y como Stokes (1963) expone, existen temas ante los cuales los votantes simplemente reaccionan a la asociación entre los partidos y ciertas condiciones (objetivos, estados o símbolos) que son consideradas por el conjunto de la ciudadanía como positivas o negativas. Son los llamados *valence-issues* en contraposición a los *position-issues* que caracterizan el modelo clásico de utilidad del voto. Un ejemplo de *valence-issue*, al cual se recurre con frecuencia, es el tema de la corrupción. Seguramente, la probidad en la administración pública es un valor apreciado por casi toda la sociedad. Sin embargo, es en cuanto al modo de conseguirla y sobre el establecimiento de sus límites donde se evidencian discrepancias entre los distintos partidos políticos y dentro del conjunto de los electores.

Cuando los candidatos buscan apoyo electoral en una *position-dimension* defienden acciones de gobierno o políticas públicas dentro de un conjunto ordenado de alternativas a lo largo de las cuales se distribuyen las preferencias de los votantes. No obstante, cuando los candidatos se manejan en términos de *valence-issues*, el comportamiento de cada uno de ellos va dirigido a escoger en uno o más *issues* del conjunto total de temas que se encuentran relacionados con esa dimensión para poder ubicarse y generar algún tipo de diferencias.

La cuarta y última presunción criticada por Stokes (1963) versa sobre la existencia de un marco de referencia común a partidos y electores respecto al espacio político de la competencia electoral. Según este autor, en un modelo basado principalmente en percepciones no existen razones lógicas para considerar que el ámbito donde se relacionan votantes y partidos sea exactamente el mismo, pero sí hay muchas razones empíricas para suponer que con frecuencia esta presunción no es correcta. Por un lado,

la manera en que las alternativas de políticas públicas son percibidas por cada votante varía enormemente a través de todo el electorado. Si bien es cierto puede existir un conjunto de ciudadanos que estructuren el conflicto político de manera ideológica, otra gran parte del conjunto de los electores lo hace mediante el uso de otros tipos de esquemas. Incluso, puede afirmarse que existen ciudadanos que ni siquiera cuentan con una estructura cognitiva con la que darle sentido a un mundo lejano y confuso como puede ser el de la política. De igual modo sucede en el plano de la oferta electoral. Los diferentes líderes de los partidos tampoco evalúan del mismo modo las alternativas de acciones de gobierno que están a su alcance y, muchos menos, concuerdan en cómo éstas son percibidas por los votantes.

A pesar de ello, Stokes (1963) afirma que sería igual de radical considerar que las percepciones de los electores y las de los partidos son independientes entre sí, como alejar la posibilidad de divergencias entre la realidad de los votantes y la de los líderes políticos. Sin tomar en consideración cuanto más o menos congruentes son los esquemas cognitivos de los electores y candidatos, no queda duda de que, tal y como señalan Rabinowitz y Macdonald (1989), una de las mayores contribuciones de la teoría espacial es la de haber mostrado un vínculo claro entre las estrategias de los partidos y las preferencias de las masas. No obstante, ese vínculo se encuentra condicionado por uno de los requisitos a los que Downs (1957) concede mayor relevancia en su discusión sobre la teoría económica del voto: la disponibilidad de información.

La información imperfecta es uno de los principales cuestionamientos que se hacen a los modelos de proximidad en particular y, a la teoría de elección social, en general. Impide que se cumpla el requisito teórico de la racionalidad que exige que los órdenes de preferencias de los votantes sean completos. Constantemente, los estudios de opinión revelan que los electores tienen un importante desconocimiento de las alternativas de política pública, de las estructuras y el funcionamiento del gobierno e, incluso, de las diferencias entre los partidos y candidatos. Downs (1957) atribuye este desconocimiento a los altos costos derivados de obtener, prestar atención, procesar y retener información. Sin embargo, Page y Prody (1972) señalan como responsables a los políticos y a los partidos de la baja calidad de la información disponible en las campañas electorales. Con ello, los candidatos persiguen que los electores se vean obligados a hacer uso de factores que no guardan relación con la política pública para tomar sus

decisiones electorales. Así los votantes terminan por utilizar la personalidad del candidato, la identificación partidista o el desempeño del gobierno como aspectos diferenciadores en la definición de su elección.

Modelos de utilidad basados en la dirección.

Los modelos direccionales constituyen la alternativa más importante a la teoría clásica de utilidad del voto. Estos modelos se caracterizan por preservar parte de la esencia y las cualidades intuitivas de los modelos espaciales de proximidad aunque la exigencia, en cuanto a los requerimientos de información y al esfuerzo cognitivo que se demanda de los votantes, es mucho menor (Hinich y Munger, 1997).

Al igual que ocurre en la teoría clásica, no existe un único modelo direccional de voto. Sin embargo, existen dos componentes centrales que aparecen a lo largo de la evolución de esta corriente y que facilitan su diferenciación respecto de otras. El primero de ellos da el nombre a estos modelos. Se trata de la dirección del cambio respecto al *status quo*. Esta tiene que ver con ese sentimiento o esa reacción favorable, desfavorable o de indiferencia del votante frente a una determinada propuesta política. El segundo se refiere a la intensidad, es decir, a la fuerza con que ese sentimiento se manifiesta en el elector.

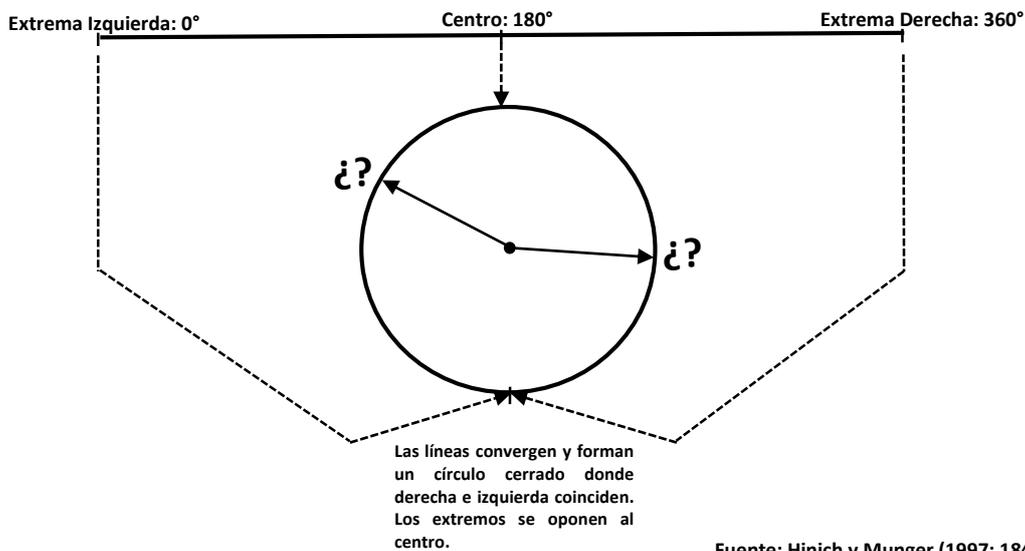
Modelos basados exclusivamente en la dirección.

El primer modelo direccional que se conoce fue el construido por Weisberg (1974) en su trabajo "*Dimensionland: An excursion into Spaces*". En su investigación, el autor aborda las implicaciones derivadas de la relación entre los modelos geométricos y la dimensionalidad de la política. Expone que en la medida en que estos modelos son utilizados para facilitar la comprensión de la realidad, limitar el número de formas geométricas empleadas para su representación restringe nuestra capacidad para entenderla. Específicamente, el autor invita a evitar explicaciones multidimensionales cuando los datos pueden ser interpretados de alguna manera como unidimensionales. También sugiere adoptar medidas multidimensionales cuando los modelos que permiten ajustes unidimensionales resultan inapropiados.

Para ilustrar su argumento central, Weisberg (1974) crea un modelo direccional para explicar cómo en el *Riksdag* sueco, los miembros de los partidos extremistas de la

derecha y de la izquierda pueden llegar a votar conjuntamente, en coaliciones *ad hoc*, contra los partidos centristas o moderados. Este modelo se caracteriza por representar el espacio político en una sola dimensión donde los extremos derecho e izquierdo convergen en un mismo punto formando un círculo. En el centro de la figura se ubica el votante, quien elige, en un rango que va de cero a trescientos sesenta grados, una dirección que representa cuánto debe cambiar la política del *statu quo* (ver la siguiente figura por favor).

Figura 1.2 Modelo direccional de Weisberg (1974).



Matthews (1979) amplía el modelo de Weisberg (1974) mediante el paso de la unidimensionalidad a la multidimensionalidad: en lugar de utilizar un círculo como forma geométrica de representación, emplea una *hiperesfera* o, lo que es igual, un círculo en un espacio *n-dimensional*. Su modelo se basa en cuatro supuestos. El primero de ellos señala que si el mensaje de los candidatos es igual al posible resultado de sus acciones en el futuro gobierno y los electores consideran que esas acciones no pueden cambiar significativamente el *statu quo*, entonces sólo la orientación que adopta el cambio de la política es importante. En este caso, las estrategias son las direcciones que asumen las políticas representadas como vectores de longitud “uno o cero” y no sus posiciones respecto a los temas.

El segundo supuesto intenta superar las dificultades que genera la comunicación imperfecta que existe entre votantes y candidatos en un proceso electoral real. Tal y como se ha expresado en las críticas al modelo clásico, los políticos tienen serios

problemas para enviar mensajes que sean captados por los electores como *puntos-resultados* en el espacio dimensional. Sin embargo, resulta evidente que sí poseen la habilidad de, al menos, expresar sus opiniones a favor o en contra de la política que se desarrolla en un momento y lugar determinado. Como consecuencia, los candidatos tienen la capacidad de transmitir a los votantes con relativa facilidad la dirección del cambio que proponen como promesa electoral con independencia de su intensidad y ubicación.

El tercer supuesto se basa en la concentración de actividad en la vecindad del *statu quo*. Matthews (1979) expresa que este requisito se verifica con el cumplimiento de al menos una de las siguientes condiciones: (i) los órdenes de preferencias individuales de los votantes son completos y bien definidos sólo en las cercanías del *statu quo* (Page, 1977); (ii) la superficie de indiferencia individual toma la forma de *rayos* que emanan del *statu quo*; o, (iii) los candidatos sólo reciben información confiable sobre las preferencias que están cerca del *statu quo*. En cualquiera de estos casos, los candidatos sólo tienen incentivos para adoptar cambios de direcciones o desplazamientos marginales como estrategias de captación de votos. Esto se debe a que los políticos sólo saben cómo responden los votantes a este tipo de acciones y lucen adversos al riesgo de comportarse de forma menos conservadora.

El cuarto supuesto tiene su fuente en los estudios experimentales de Fiorina y Plott (1978) y en la investigación sobre datos de encuestas de Rabinowitz (1978). Ambos trabajos proporcionan evidencia empírica que sostiene que la dirección de la política que promueven los candidatos, y no su posición absoluta, es crítica para la generación de apoyos electorales. No obstante, la racionalización de las estrategias direccionales, tal y como la muestran estos autores, depende de un espacio euclidiano para la representación de los temas. Es el modelo de Weisberg (1974) el que lleva a Matthews (1979) a conceptualizar su modelo direccional básico utilizando un espacio isomorfo no euclidiano en la superficie de una *hiperesfera*.

Desde el punto vista del funcionamiento, existe una diferencia fundamental entre los modelos mencionados relacionada con la ubicación del *statu quo*. El modelo de Matthews (1979) traslada este componente del modelo a la superficie de la *hiperesfera*, a diferencia de Weisberg (1974) quien lo ubica en el centro de su representación circular. También, se asume que cada votante prefiere el *statu quo* a un

cambio de dirección de la política. Esto trae como consecuencia que el votante valore de forma cada vez más negativa las direcciones propuestas por los políticos en la medida que aumenta el tamaño del ángulo que se forma entre éstas y su dirección preferida. Para expresarlo formalmente supóngase que v_1 y v_2 son dos vectores y s es el vector que representa la dirección preferida por algún elector. El votante preferirá la dirección de v_1 a la dirección de v_2 si y sólo si $s'v_1 > s'v_2$. Como no puede ser de otro modo, el modelo asume que las preferencias de los electores respecto a los candidatos son idénticas a sus preferencias por las direcciones que éstos adoptan.

Estas presunciones son análogas a las hechas en los modelos espaciales de proximidad: simplemente se sustituye los puntos ideales de preferencias por direcciones y las distancias euclidianas por ángulos. Para garantizar la comparabilidad de los distintos modelos, en esta investigación se prefiere esbozar la adaptación al espacio euclidiano que Merrill y Grofman (1999) realizan del modelo de Matthews (1979). Según la versión de estos autores, los votantes y los candidatos se ubican en sus puntos ideales del espacio político como en los modelos de proximidad (y no sólo en puntos de la superficie de la *hiperesfera*), pero las utilidades reflejan solo la dirección y no la intensidad de esas posiciones. Como en el modelo original de Matthews (1979), la función de utilidad depende únicamente del ángulo que forman los vectores que nacen en un punto neutral común y terminan en esos puntos donde se ubican electores y candidatos. Así, la utilidad decrece a medida que el ángulo es mayor, variando entre +1 cuando el votante y el candidato están completamente de acuerdo en la dirección (ángulo de 0 grados) y -1 cuando están totalmente en desacuerdo (ángulo de 180 grados).

Merrill y Grofman (1999) señalan que, suponiendo que el punto neutral de origen sea 0, la función de utilidad de Matthews (1979) se define como el coseno del ángulo que forman los vectores del votante y el candidato (relativo a ese punto neutral) o, equivalentemente, mediante la fórmula:

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{C}) = \frac{\mathbf{v} \cdot \mathbf{c}}{|\mathbf{v}| |\mathbf{c}|} = \cos \theta, \quad (1.4)$$

donde $\mathbf{V} \cdot \mathbf{C} = \sum_{i=1}^n v_i c_i = v_1 c_1 + \dots + v_n c_n$ es el producto escalar de los vectores \mathbf{V} y \mathbf{C} que representan el votante y el candidato, respectivamente, y el θ constituye el ángulo entre \mathbf{V} y \mathbf{C} . $|\mathbf{V}|$ y $|\mathbf{C}|$ son los módulos de los vectores \mathbf{V} y \mathbf{C} , respectivamente, como pueden ser, por ejemplo, las distancias desde el origen hasta los puntos representados por \mathbf{V} y \mathbf{C} . De esta manera si \mathbf{V} o \mathbf{C} es 0, la utilidad definida es 0.

En una representación unidimensional de esta adaptación del modelo de Matthews (1979) sólo existen dos direcciones: derecha o izquierda. En ese caso, las utilidades también sólo toman dos valores, +1 y -1, según el elector esté de acuerdo o en desacuerdo con el candidato en ese único asunto. Cuando la competencia electoral se produce únicamente entre dos candidatos, el político con mayor cantidad de votantes de su mismo lado, tomando como referencia el punto neutral, gana. Y, si ambos candidatos están del mismo lado, entonces empatan. En los modelos unidimensionales, las intensidades de las preferencias de los votantes y los políticos no generan ningún efecto sobre las utilidades y los resultados.

Distinto ocurre cuando el modelo es llevado a dos o más dimensiones. Merrill y Grofman (1999) señalan que, en la multidimensionalidad, la *intensidad relativa* con la que el votante o candidato toma postura en los diferentes temas es importante debido a que afecta la amplitud del ángulo entre los vectores que les representan. Sin embargo, esas alteraciones no modifican la predicción final del modelo. Esto ocurre porque el valor de la utilidad total que depende de la amplitud del ángulo puede variar expresando más o menos intensidad relativa sin llegar a producir un cambio en las direcciones de las preferencias. Esta capacidad del modelo de Matthews (1979) es importante para el análisis empírico de datos obtenido mediante encuestas, puesto que los valores de utilidad que son obtenidos no se ven afectados por la ampliación o contracción de las escalas que representan los temas y que son atribuibles al votante.

Modelo de Rabinowitz, Macdonald y Listhaug.

El modelo de utilidad direccional de Rabinowitz y Macdonald (1989) y Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991) (modelo RML, en lo sucesivo) es la primera variante que incluye tanto la dirección como la intensidad de las preferencias en la teoría de voto. Su origen se encuentra en las críticas formuladas por Stokes (1963) a la corriente de la proximidad (ya estudiadas) y en el trabajo empírico de Rabinowitz (1978)

sobre las elecciones de 1968 y 1972 en los Estados Unidos. En su investigación, Rabinowitz (1978: 793) elaboró una representación de las preferencias electorales en un espacio político multidimensional, partiendo de la ubicación de puntos ideales de votantes y candidatos. Su resultado fue contrario a la predicción de convergencia central de la teoría clásica: los candidatos se situaron en la periferia de la distribución de los votantes. Ante tal resultado, Rabinowitz (1978: 811) concluyó que los temas operan de forma difusa bajo el concepto de disposición, en lugar de la manera posicional o de ordenación de alternativas característica del paradigma tradicional. Este trabajo reforzó la idea de que la dirección de la política pública del candidato resulta crítica para la construcción de los apoyos electorales.

Es importante señalar que, a pesar de que Weisberg (1974) y Matthews (1979) modelaron la relación entre votantes y candidatos de forma direccional, su manera de estructurar los temas fue consecuente con la teoría clásica de las decisiones (Hinich y Munger, 1997: 185). Sin embargo, para Rabinowitz y Macdonald (1989: 94), la forma difusa y “disposicional” en que es percibido cada asunto guarda mayor relación con la carga simbólica y el impacto político que éste genera en los individuos. Según esta perspectiva, cada tema hace referencia a un símbolo (como puede ser la raza, la salud pública y los impuestos), el cual, tiene la capacidad de desencadenar un conjunto de asociaciones de ideas y sentimientos basadas en experiencias previas. Con frecuencia, estas asociaciones generan respuestas emocionales significativas a nivel político en lugar de un proceso de evaluación objetiva de la información.

Para Rabinowitz y Macdonald (1989: 94), un intento por representar, desde el punto de vista formal, ese tipo de respuesta de asociación debe tomar en cuenta dos características de la reacción de los electores ante los símbolos políticos. La primera de ellas es la dirección de la respuesta: *¿es el votante neutral, está a favor o se manifiesta en contra del símbolo?* Y la segunda versa sobre la intensidad de la reacción: *¿cuán fuerte es el sentimiento del individuo respecto al tema en consideración? ¿Evoca sentimientos fuertes con alto contenido emocional o sentimientos débiles con poca carga emocional?* Estas dos cualidades hacen que, por naturaleza, la política simbólica esté más relacionada con una forma difusa y de reacción emotiva ante cada asunto, que con la forma sistemática de alternativas ordenadas de los modelos de proximidad.

Puede resultar obvio que si los temas son interpretados de manera simbólica, su impacto también puede ser modelado en términos de dirección e intensidad. No obstante, aun desechando por completo esta consideración de la naturaleza simbólica de la política, Rabinowitz y Macdonald (1989: 94) señalan que existe otro argumento más importante que aboga por mantener el paradigma direccional RML como modelo cognitivo de decisión electoral: la información incompleta. *“Based on finding accumulated over the last three decades, It is virtually inconceivable that the preferences for policy among the mass public go beyond a diffuse sense of direction”* (Rabinowitz y Macdonald, 1989: 94-95). Resulta evidente que la manera difusa y poco exigente para los electores, en cuanto a procesamiento e interpretación de los temas, del modelo direccional RML, es más cónsona con la poca disponibilidad de información que caracteriza los procesos electorales. Esto guarda relación, incluso, con su perfecto ajuste a la manera como son formuladas las preguntas en los instrumentos de recolección de datos.

Existen dos tipos de interrogantes cuyo uso está ampliamente extendido en los estudios electorales. Por un lado, las preguntas *de acuerdo/desacuerdo* y, por el otro, las interrogantes de posicionamiento en escalas. En las primeras, el encuestador fija postura sobre un aspecto leyendo una frase y luego pide al elector que indique si está *totalmente de acuerdo, de acuerdo, no está seguro, en desacuerdo o en total desacuerdo* con lo expresado por el entrevistador. Claramente, desde el punto de vista de la política simbólica lo que realmente hace el investigador al utilizar esta pregunta en su cuestionario es, a través del entrevistador, solicitar al votante que se autoubique en uno de los lados del tema mostrando direccionalidad o manifestado su neutralidad y, posteriormente, que establezca la intensidad de su respuesta mediante su posicionamiento en los diversos grados de acuerdo o desacuerdo que le facilita.

El segundo formato de preguntas, según afirma Rabinowitz y Macdonald (1989: 95), fue introducido por Brody y Page (1972) con el propósito explícito de acomodar las respuestas al paradigma espacial de la Elección Racional y forzar reacciones posicionales. En este caso, el entrevistador muestra al individuo una tarjeta con una línea (que representa el tema bajo estudio) dividida en siete u once puntos (según la tradición politológica) y le solicita su ubicación o la ubicación de los candidatos entre dos alternativas opuestas que representan los extremos de la escala. Los investigadores

partidarios de la teoría clásica consideran que el *punto/respuesta* señalado por el elector se corresponde a su posición ideal de preferencias políticas. Sin embargo, para Rabinowitz y Macdonald (1989: 95), este tipo de preguntas encaja aún más con el paradigma direccional que el formato anterior. En efecto, si se toma en consideración las fases de un proceso de toma de decisión, lo que se esconde detrás de una interrogante de esta modalidad es la invitación a que el individuo establezca, en primer lugar, su ubicación a uno u otro lado del centro de la escala o dimensión y, en segunda instancia, informe sobre la intensidad de tal elección.

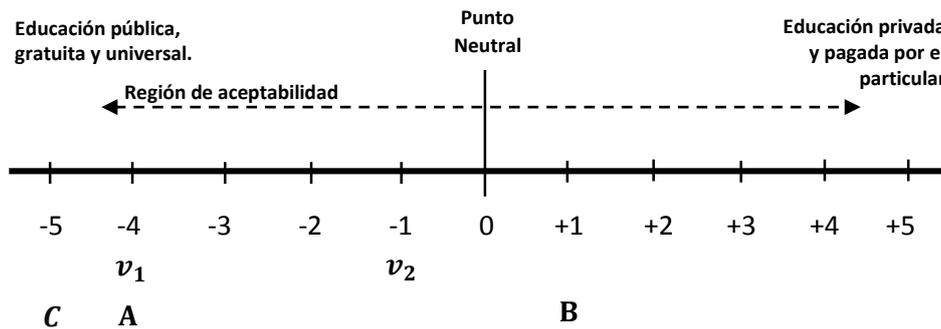
La formalización del modelo direccional de Rabinowitz y Macdonald (1989: 96) consta de dos etapas. La primera consiste en determinar si el elector v y el candidato C coinciden en la dirección que debe tomar la política pública. Si están de acuerdo, el efecto asociado con el asunto resultará positivo y, en caso de desacuerdo, será negativo. Cuando se trata de varios temas, es perfectamente posible que v y C coincidan en algunos aspectos y tengan opiniones opuestas en otros. En segundo lugar, es necesario conocer (a) la intensidad de los sentimientos de i respecto al tema y (b) la intensidad del compromiso que transmite el candidato A en sus mensajes. Siendo SQ_j un punto neutro (y en la mayoría de los casos el *statu quo*) en la política pública j , la evaluación del elector v sobre el candidato C en cualquier único asunto j viene dado por la siguiente fórmula:

$$(C_j - SQ_j) \times (v_j - SQ_j) \tag{1.5}$$

Donde C_j y v_j representan los puntos donde candidato y votante son ubicados en el asunto j , respectivamente. Nótese que, como se dijo con anterioridad, si tanto el votante como el candidato están del mismo lado del punto neutral, el signo del producto será positivo, mientras que si están en lados contrarios, será negativo. Ello se corresponde con la evaluación de la dirección. Sin embargo, los electores también evalúan a los políticos en base a la magnitud del producto, o lo que es igual, respecto a la intensidad. En este caso, si el votante o el candidato se posicionan en el punto neutro, el impacto del tema será cero. Por el contrario, en la medida en que la diferencia entre la ubicación del votante y el candidato sea mayor (más intensidad), el efecto generado en la utilidad del votante también será cada vez más grande.

A continuación, se hará uso de un ejemplo para mostrar cómo opera el modelo direccional RML y esclarecer sus diferencias con la teoría clásica del voto. Supóngase que existen dos electores v_1 y v_2 y dos candidatos A y B que tienen sus opiniones respecto al rumbo que debe tomar el actual sistema nacional de educación. Estas posiciones están representadas en la escala de 11 puntos que se muestra en la figura 1.3, la cual, tiene como punto neutro el valor 0.

Figura 1.3. Ilustración del cálculo de la utilidad direccional RML en una escala *issue* sobre la Educación



Fuente: Elaboración propia, 2014.

El tema está construido en base al grado de participación que se espera del Estado en la provisión y financiación de la educación. Como se observa, v_1 está posicionado muy a favor de que el Estado sea el responsable de proveer una educación gratuita y para todos los ciudadanos, mientras que v_2 sólo está ligeramente a favor de que el sector público se encargue totalmente del sistema educativo. Aplicando la ecuación 1.5, en el cuadro 1.1 se muestran las utilidades direccionales de los votantes.

Cuadro 1.1. Cálculo de las utilidades direccionales de ejemplo sobre Educación.

	Utilidades de v_1	Utilidades de v_2
Candidato A	$(-4) \times (-4) = 16$	$(-4) \times (-1) = 4$
Candidato B	$(+1) \times (-4) = -4$	$(+1) \times (-1) = -1$

Fuente: Elaboración propia, 2014

Una comparación de las predicciones de los modelos de voto estudiados respecto a la decisión de v_1 mostraría como, tanto por proximidad como por el paradigma RML, dicho votante apoyaría al candidato A. Por un lado, comparten puntos ideales de preferencias en -4, con lo cual, la distancia que los separa es 0. Por el otro,

coinciden en la misma dirección de cambio en la política de educación y el énfasis que manifiestan en sus posturas está bastante remarcado en las distancias de sus posiciones respecto al punto neutro (utilidad de 16).

No ocurre lo mismo con v_2 . Este elector se encuentra posicionado en el valor -2, por lo que el candidato B estaría más cerca de su punto ideal de preferencia que el candidato A. Como consecuencia de estas posiciones y de la aplicación de la regla de la proximidad, B produce más utilidad que A en v_2 y terminaría por ser su decisión electoral. Sin embargo, B promete llevar la política de educación en un sentido contrario al deseado por v_2 , situación que es penalizada en el paradigma direccional. Formalmente, esta circunstancia queda plasmada en el signo negativo del resultado de la ecuación de cálculo. Por tanto, su utilidad (-1) será siempre menor que la que proporciona a v_2 el candidato A (4) con quien comparte la direccionalidad.

La intensidad opera de forma distinta. Supóngase que durante la campaña electoral surge un tercer candidato C , ubicado como se muestra en la figura 1.3, en el valor extremo -5 de la escala. Siguiendo la regla de cómputo de la utilidad direccional y sin modificar la posición moderada de v_2 en la dimensión temática, el valor resultante es 5. En este caso, el modelo RML predice que v_2 terminará votando por C , en lugar de apoyar al candidato A. ¿Cómo puede un votante moderado favorecer al candidato más extremista de la competición electoral?

Tal y como señalan Hinich y Munger (1997: 187), existen dos aspectos relevantes al momento de operacionalizar la variable intensidad del modelo direccional RML. El primero se refiere a que no se trata de una dimensión temática en el sentido clásico. Los once valores de la escala miden la dirección y la intensidad tanto de las preferencias del propio encuestado como su percepción sobre las intenciones y preferencias de los candidatos. En consecuencia, el extremismo de un candidato es recompensado por el elector debido a que éste lo interpreta como una postura clara y decidida del político en un aspecto que tiene para él, aunque sea, una ligera importancia. Ello también explica la razón por la cual, cuando aumenta la importancia de un tema para el votante, también se incrementa la utilidad de votar por el candidato más extremista en esa cuestión. Para todo votante que esté a favor de un sistema educativo público, gratuito y universal, el candidato C será, en principio, preferible al candidato A.

Esta regla tiene una importante excepción que constituye el segundo aspecto llamativo de la variable intensidad. Rabinowitz y Macdonald (1989: 108) señalan que a medida que el votante y el candidato se vuelvan más intensos, el efecto direccional se amplifica. Sin embargo, esta consecuencia se produce siempre que tal candidato no se muestre tan extremista que resulte inaceptablemente radical para los votantes. Si bien es cierto que en el modelo RML las personas reaccionan a los temas de forma difusa, los candidatos tienen que convencer a los votantes de su sensatez. Los electores suelen ser muy cautelosos ante la exasperación y la estridencia, razón por la cual, los candidatos radicales pueden ver seriamente mermados sus apoyos potenciales al asumir conductas fuera de lo tolerable.

El espacio direccional alrededor del punto neutro donde los candidatos son vistos como razonables y evitan la etiqueta de “extremistas” es lo que se conoce como región de aceptabilidad (ver figura 1.3). Los teóricos de la direccionalidad asumen que todo candidato que exceda el límite de esta zona, tendrá un peor desempeño que aquellos candidatos que se ubiquen en los límites de tal región. Esto, a los efectos del ejemplo de la figura 1.3, significa que el candidato *C* es percibido por los electores como un político demasiado extremista, lo que genera un cambio en la predicción del modelo RML a favor, nuevamente, del candidato *A*. Sin embargo, es importante advertir que el hecho de que un político sobrepase los límites de la región de aceptabilidad no significa que, necesariamente, pierda las elecciones. Superar la barrera de lo aceptable conlleva, simplemente, a una penalización que puede ser más o menos importante para el resultado final de la elección.

La manera como se comporta el modelo direccional RML posee importantes diferencias con respecto a la teoría clásica del voto (Rabinowitz y Macdonald, 1989: 98). El paradigma de proximidad predice que el apoyo electoral es mayor en el punto donde se posicionan los candidatos y va decreciendo en la medida que los electores se ubiquen más lejos del mismo. Contrariamente, en la teoría direccional, la relación entre la posición respecto a un tema y su efecto sobre la utilidad es una función monótona: el mayor apoyo electoral de un candidato se produce en un extremo y el de su principal antagonista en el otro extremo, mientras que los candidatos ubicados en el punto neutro reciben igual evaluación por todos los electores. Desde el punto de vista formal, modificaciones en la variable intensidad del modelo no cambian la forma de la curva de

apoyos sino que genera alteraciones en la pendiente. Esto explica por qué los candidatos reciben menos apoyos cuando sostienen posiciones moderadas y aumentan su contingente de votos potenciales en la medida que se radicalizan.

La conceptualización del modelo direccional RML, también es generalizable a múltiples dimensiones. En este caso, formalmente, la utilidad total que recibe un votante al votar por un determinado candidato es la suma de los productos escalares de los vectores que representan las posiciones de dicho elector y candidato (Rabinowitz y Macdonald, 1989: 100; Merrill y Grofman, 1999: 31). Así, la función de utilidad del modelo direccional RML queda definida por:

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{C}) = \mathbf{V} \cdot \mathbf{C} = \sum_{i=1}^n v_i c_i \quad (1.6)$$

Donde, nuevamente, $\mathbf{V} \cdot \mathbf{C}$ es el producto escalar de los vectores \mathbf{V} y \mathbf{C} que representan a votante y candidato, respectivamente. La función de utilidad direccional RML es igual a la función de utilidad de Matthews (1989), y el resultado obtenido se corresponde con la utilidad relativa a la que se hacía mención en la explicación de dicho modelo. Sin embargo, en esta formulación, la utilidad no está normalizada por la longitud de los vectores del elector y el candidato, como sí ocurre en la utilidad de un esquema basado sólo en la dirección.

Una última consideración sobre el modelo RML. Rabinowitz y Macdonald (1989: 98-99) destacan que en un escenario de múltiples temas los candidatos pueden establecer estrategias atendiendo a la importancia que otorgan a cada uno de ellos durante la campaña electoral. Un aspirante puede hacer todo lo posible para que un determinado asunto sea central en la evaluación que los votantes realizan sobre su candidatura o, por el contrario, intentar por todos los medios a su alcance que sea irrelevante en la decisión de los electores. En consecuencia, en una campaña de esta naturaleza, es muy probable que los candidatos en competición sean intensos en aquellos temas que les benefician en términos de apoyos electorales y se muestren evasivos en aquellos que son potencialmente dañinos a sus objetivos políticos.

LOS MODELOS MIXTOS.

Desde el punto de vista de la evaluación teórica de los modelos de utilidad del voto, es importante reconocer que todos los esquemas puros expuestos hasta este punto generan algún tipo de inconsistencia lógica en sus predicciones. Siguiendo a Merrill y Grofman (1997, p. 30), el modelo RML, por ejemplo, sugiere que los candidatos moderados no voten por sí mismos cuando un adversario más intenso se ubica en su mismo tramo de la dimensión temática. De igual modo, la direccionalidad de Matthews (1979), cuando se trata de modelos unidimensionales, genera indeterminación sobre el vencedor cuando dos candidatos se encuentran a un mismo lado del punto neutro. Y por su parte, la teoría clásica del voto parece no predecir la divergencia en el comportamiento de los partidos que se manifiesta en el “*empty center*” descrito por el trabajo de Rabinowitz (1978).

Estas implicaciones poco plausibles de los modelos puros, unidas a la diatriba sobre la superioridad de una u otra teoría, generaron las condiciones propicias para la aparición de los llamados modelos mixtos. Específicamente, la idea latente de la complementariedad entre ambas tradiciones y las pocas dificultades para construcción de esquemas unificados, permitieron un rápido ingreso de este tipo de formulaciones a los estudios electorales de la Ciencia Política. El resultado de esta incursión ha sido que, a pesar de que al comparar la capacidad predictiva de los distintos paradigmas las diferencias son mínimas, los modelos mixtos han mostrado, en casi todos los casos, un mejor ajuste empírico y explicaciones teóricas más coherentes que los modelos puros (Grofman, 1985; Iversen, 1994; Merrill y Grofman, 1997, 1999; Adams, Merrill III y Grofman, 2005).

El primer modelo mixto fue desarrollado por Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 103) en el mismo trabajo donde presentan su teoría direccional. Sin embargo, es importante destacar que la finalidad con la que fue desarrollado era la de someter a una evaluación en conjunto la direccionalidad y la proximidad de sus datos y no para tratarla como una teoría unificada independiente. Ese modelo fue construido sobre la base de la fórmula de cálculo de la distancia euclidiana entre dos puntos, como podrían ser, por ejemplo, V para el votante y C para el candidato, y se define de la siguiente manera⁸:

⁸ Si la distancia euclidiana entre dos puntos es $\sum (v_i - c_i)^2$, donde i representa la dimensión en el espacio, entonces la expresión $\sum v_i^2 + c_i^2 - 2 \sum v_i c_i$ es ampliable a $|V|^2 + |C|^2 - 2|V||C| \cos \theta$.

$$|V|^2 + |C|^2 - 2|V||C| \cos \theta \quad (1.7)$$

Esta fórmula, según exponen sus creadores, consta de tres componentes. Los dos primeros términos representan las longitudes cuadráticas de los vectores de votante y candidato, respectivamente. Unidos conforman el elemento longitud ($|V|^2 + |C|^2$). El tercer término constituye dos veces el producto escalar de los vectores ($-2|V||C| \cos \theta$), de manera que ambos elementos pueden ser examinados de forma separada y como variables independientes en una misma ecuación de regresión. Partiendo de esta posibilidad, Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 105) utilizaron para estimar la evaluación de los candidatos por parte de los electores (EC), el siguiente modelo empírico:

$$EC = b_0 + b_1 \textit{longitud} + b_2 \textit{escalar} + \textit{controles} + \textit{error}, \quad (1.8)$$

donde la longitud es igual a $-(|V|^2 + |C|^2)$ y el producto escalar es representado por $2|V||C| \cos \theta$ ⁹; mientras que las variables de control son la identificación partidista, la raza y la región geográfica.

En este modelo, siguiendo la exposición de Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 105), si los coeficientes de regresión no estandarizados para los términos longitud y producto escalar son iguales ($b_1 = b_2$), el efecto es similar a sólo incluir el cuadrado de la distancia entre los puntos ideales del elector y el candidato, de modo que la formulación se convierte en un modelo puro de proximidad. Por el contrario, si el término longitud es mínimo, la consecuencia sobre la forma de la ecuación es como si únicamente importara el producto escalar entre la ubicación del elector y el candidato, lo que transforma su estructura en un modelo puro de dirección RML.

Para determinar el ajuste relativo de los componentes y establecer la superioridad de una u otra teoría de forma analítica, Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 105) recurrieron a la interpretación del ratio de los coeficientes no estandarizados de la regresión múltiple (b_2/b_1). Si los coeficientes tendían a aproximarse, es decir, el ratio

⁹ Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 119) advierten que realizan una inversión de los signos de los componentes que representan la longitud y el producto escalar, con la finalidad de que los coeficientes de regresión obtenidos sean positivos.

obtenido era cercano a 1, el resultado era estrictamente a favor del modelo de proximidad. Si, por el contrario, el coeficiente de la longitud era menor que el coeficiente del producto escalar (ratio por encima de 1), significaba que existía una superioridad del modelo direccional RML. Finalmente, si los coeficientes de ambos términos resultaban significativos pero el concerniente al producto escalar era más alto, se evidenciaba algún tipo de combinación entre ambos factores o modelo mixto.

El resultado de su trabajo fue claramente a favor del modelo basado en la dirección RML. De 11 comparaciones entre candidatos presidenciales de Estados Unidos¹⁰, nueve se ajustaron a dicho modelo y dos, a un esquema mixto con predominio del componente dirección. Ninguno de los casos favoreció al modelo de proximidad (Rabinowitz y Macdonald, 1989, pp. 106-107).

A pesar de que Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 110) reconocen que las implicaciones teóricas de mezclar el elemento direccional y de proximidad son distintas a los supuestos de su teoría, lo consideran una reorganización de los diversos componentes de la misma en lugar de un paradigma sustantivo nuevo. En tal sentido, señalan que, si bien la mayor consecuencia del modelo mixto es que la ubicación óptima del candidato o partido es más extrema que la posición del votante mediano y el límite, este efecto es similar a la estrategia óptima del candidato en el modelo RML, aunque en el nuevo esquema no se requiera del supuesto de la región de aceptabilidad.

Iversen (1994, pp. 47-48), es quien contempla por primera vez la posibilidad de un modelo mixto como una teoría de utilidad independiente. Este autor formula un esquema equivalente al expuesto, aunque le reconoce una naturaleza diferente. Según expone, el modelo RML hace una importante contribución al incorporar el rol de los símbolos políticos y las emociones en un modelo coherente y parsimonioso de competición electoral, pero ello no excluye la influencia de elementos cognitivos-racionales en el voto, como intentan negarlo Rabinowitz y Macdonald (1989) en su construcción teórica. El concepto “región de aceptabilidad” es una contradicción a esa negación a otorgar algún tipo de rol a elementos de la teoría espacial en el paradigma direccional.

¹⁰ Reagan (1984), Mondale (1984), Carter (1980), Reagan (1980), Anderson (1980), Kennedy (1980), Ford (1976), Carter (1976), Nixon (1972) McGovern (1972) y Wallace (1972). Datos del *National Election Study*.

Para Iversen (1994, p. 48) la definición de la región de aceptabilidad presenta ciertos problemas desde el punto de vista empírico. El primero de ellos se refiere al supuesto de la independencia entre la ubicación de la zona de tolerancia y a la posición de los votantes: todos los electores han de coincidir en una misma localización del límite de esta franja sin importar su propia postura en la dimensión espacial. Este supuesto es inherente a la precondition de que existe una única región de aceptabilidad para todos los votantes, sin embargo, admitirla genera predicciones insatisfactorias desde el punto de vista del comportamiento de los electores. La principal de esas proyecciones es que los votantes situados más allá del límite de la región de tolerancia se verían obligados a penalizar a partidos o candidatos ubicados cercanos a sus propias posiciones extremistas, lo cual, constituye un resultado poco razonable en la toma de decisión de estos votantes.

Dada esta circunstancia, mantener este argumento implica, como consecuencia lógica, reducir la aplicación del concepto de región de aceptabilidad a sólo aquellos electores ubicados dentro de los límites de la misma. Sin embargo, Iversen (1994, p. 48) señala que para cumplir esta nueva definición, la zona única de tolerancia debería abarcar una región igual o más grande a la comprendida entre el votante más extremista y el punto neutro de la dimensión. Esto constituiría un espacio tan amplio que dejaría de ser una restricción para la conformación de las estrategias “moderadamente centristas” características del modelo RML. Por otro lado, también expone que esta presunción resulta, incluso, contraria a la evidencia empírica presentada por Rabinowitz, Macdonald y Listhaug (1991) en su trabajo *“New Player in an Old Game: Party Strategy in Multiparty System”*, en cuyo desarrollo se muestra, constantemente, a electores ubicados fuera del área de aceptabilidad.

Un último tercer problema devendría de admitir la existencia de varias pero pocas regiones de tolerancia a partir de grupos de votantes (Iversen, 1994, p. 49). En este caso, explicar las razones por las cuales un elector ubicado a un lado de uno de los límites de una zona posee un grado de aceptación radicalmente opuesto a uno situado justo al otro lado del mismo límite (siendo votantes idénticos) representa una ficción injustificable desde el punto de vista argumentativo.

Para Iversen (1994, p. 49) la única lógica compatible con la aceptación de la existencia de una región de aceptabilidad es que cada votante posea su propia área

privada de tolerancia y que esta esté asociada a una función de penalización de utilidad. Esto es claramente indistinguible de la tesis espacial de que la distancia afecta negativamente la utilidad del elector respecto de un candidato o partido. En la medida que el concepto de región de aceptabilidad es indispensable para la teoría direccional RML, la distancia espacial también termina por ser importante para dicha teoría.

Bajo este razonamiento, Iversen (1994, p. 49) planteó que la teoría clásica del voto y la teoría direccional, en lugar de ser incompatibles, eran paradigmas complementarios en la explicación de los patrones de comportamiento electoral. Como consecuencia, elabora un modelo de utilidad de voto que incorpora a ambos elementos y lo somete a comprobación empírica utilizando datos de seis sistemas de partidos de Europa Occidental. Este modelo fue construido mediante una combinación lineal del producto escalar y el cuadrado de la distancia entre la posición del votante y el candidato o partido (en oposición a la distancia euclidiana).

Si s es la medida en que el votante V es sensible a los estímulos direccionales, y $(1 - s)$ la medida en que el mismo es sensible a la distancia espacial, la utilidad $U(V, C)$ que recibe por votar por el candidato C queda definida por la siguiente ecuación:

$$U(V, C) = s \sum_i V_i C_i - (1 - s) \sum_i (V_i - C_i)^2, \quad (1.9)$$

donde $0 < s < 1$. Si el valor de s es igual a 0, la ecuación se transforma en un modelo puro de proximidad. Si por el contrario s es igual a 1, el modelo se convierte exclusivamente en direccional.

A partir de este modelo, expone Iversen (1994, p. 51), un votante se sentirá atraído por aquellos partidos o candidatos que ofrecen una representación intensa del lado que ellos apoyan en una dimensión temática (efecto direccional), pero rechazarán aquellos partidos o candidatos que sobrepasen el límite de lo que consideran políticamente razonable (efecto espacial). Por otro lado, los partidos o candidatos deberán trazar sus estrategias electorales intentando optimizar la combinación de la presentación de posiciones políticas intensas y el mantenimiento de una percepción de representatividad en sus circunscripciones electorales. Esta exigencia a los partidos o candidatos de una condición dual entre liderazgo en la opinión pública y sensibilidad

ante la distribución de esas opiniones, es la razón por la que Iversen (1994, p. 51) denomina este esquema como *representational policy leadership model*.

Hasta este punto, el modelo descrito es matemáticamente idéntico al presentado por Rabinowitz y Macdonald (1989). Sin embargo, la verificación empírica llevada a cabo por su creador es diferente. En primer lugar, Iversen (1994, p. 61), advierte que si la utilidad de votar por un candidato depende no sólo de su ubicación en la dimensión sino que también de la posición de los otros candidatos, resulta necesario diseñar una prueba que permita una evaluación de las utilidades relativas de los partidos o red de utilidad. Para ello, propone como requisito para determinar la utilidad de un elector, la sustracción de las utilidades que aportan el resto los competidores a ese mismo individuo. De este modo, hallar la red de utilidad RU de un votante V asociada a un candidato C que es preferido a otro candidato Z , se define mediante el siguiente esquema:

$$RU(V, C) = s \sum_i V_i (C_i - Z_i) + (1 - s) \sum_i [C_i^2 - Z_i^2 + 2V_i(C_i - Z_i)], \quad (1.10)$$

donde la primera parte de la ecuación, $\sum_i V_i (C_i - Z_i)$, representa la red de utilidad que proviene del estímulo direccional relativo del candidato C y, el segundo componente, $\sum_i [C_i^2 - Z_i^2 + 2V_i(C_i - Z_i)]$, constituye la red de utilidad originada por la atracción espacial relativa del mismo candidato. De igual modo que en la fórmula mixta de utilidad absoluta, si la constante s es igual a 1 el modelo se convierte en un esquema puro de dirección, mientras que si s es igual a 0, sólo la distancia será determinante para la elección del votante. Debido a que se trata de un esquema de decisión basado únicamente en la maximización de la utilidad, este modelo está diseñado de manera tal que la mayor satisfacción para un votante se produce cuando el partido bajo su examen es, a la vez, el más próximo y el más intenso. En este caso ambos términos de la ecuación resultan positivos (Iversen, 1994, pp. 61-62).

En segundo lugar, Iversen (1994, p. 62) se plantea la elección de una estrategia adecuada para la realización de la prueba empírica de su modelo mixto. Tomando en cuenta que la comparación entre las utilidades de los votantes puede ser cardinal (basada en la diferencia entre los valores absolutos de las distancias y las intensidades) u ordinal (mediante la jerarquización de los partidos según las distancias y las

intensidades), opta por esta segunda forma de evaluación. Señala que existen tres ventajas de la utilización de *rankings* de utilidad. La primera es que no existe una única forma funcional para determinar la utilidad espacial y, en consecuencia, el establecimiento de un orden resulta más generalizable y menos sensible a la utilización de una ecuación específica para el cálculo de la misma. En segundo lugar, la operacionalización de las variables de forma cardinal produce, en ciertos casos, problemas de colinealidad. Esto es posible, sobre todo, en sistemas multipartidistas con cuatro o más organizaciones políticas importantes. Y, tercero, en la medida que los votantes requieren menos información para establecer una jerarquía de los partidos que para indicar su ubicación exacta, la ordenación resulta una representación más real de la toma de decisión de los electores¹¹.

Tomando en cuenta estas ventajas, este autor estableció un *ranking* de los partidos tomando en cuenta las distancias y las intensidades de los electores. Para ello crea dos variables *dummy*, una para cada atributo, con la siguiente codificación: si un partido *j* es más intenso que el resto se le asigna el valor 1, y 0 a los otros competidores. De igual modo, si el partido *j* es el partido es más próximo que el resto de organizaciones se le atribuye el valor 1, y 0 en caso contrario (Iversen, 1994, p. 62).

Posteriormente, Iversen (1994, p. 63) aplica dos pruebas estadísticas complementarias para evaluar los tres modelos (espacial, direccional y mixto). La primera es un modelo logístico multinomial. En él, las diferentes opciones de partidos constituyen las categorías de la elección en la variable dependiente y los valores obtenidos de las variables independientes son considerados atributos de esas elecciones¹². La segunda prueba es un modelo logístico binario, donde el “voto” y el “no voto” para cada partido constituyen la variable dependiente. Esta evaluación doble le permitió obtener una estimación del efecto de las variables teóricas para todo el sistema de partido y para cada partido de forma individual.

¹¹ Retomando el trabajo de Page (1977), resulta inevitable establecer un paralelismo entre estas ventajas y las críticas a la teoría espacial que fueron abordadas con anterioridad en este trabajo. La falta de información del votante y la alta exigencia cognitiva de la teoría espacial pasa, con este autor, de los fundamentos de los modelos direccionales a los supuestos de los modelos empíricos utilizados para evaluarlos.

¹² Este modelo se corresponde con el modelo logístico condicional de McFadden (1974).

El modelo logístico multinomial (condicional) tiene la siguiente forma (Maddala, 1983, p. 42; Iversen, 1994, p. 63):

$$P_{ij} = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 \text{intensidad}_{ij} + \beta_2 \text{proximidad}_{ij})}{\sum_{k=1}^m \exp(\beta_0 + \beta_1 \text{intensidad}_{ik} + \beta_2 \text{proximidad}_{ik})} \quad (1.11)$$

donde P_{ij} es la probabilidad de que el votante i vote por el partido j y m es el número de partidos en competición. En su caso, Iversen (1994, p. 63) señala que la estimación de los parámetros mediante máxima verosimilitud fue realizada por el método Newton-Raphson y que los coeficientes betas resultantes fueron interpretados como parte de una función de utilidad aleatoria similar a la que se expone a continuación (King, 1989, pp. 113-114; Iversen, 1994, p. 63):

$$U_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \text{intensidad}_{ij} + \beta_2 \text{proximidad}_{ij} + \varepsilon, \quad (1.12)$$

donde ε constituye una variable aleatoria.

De igual modo, el modelo logístico binario fue definido de la siguiente manera:

$$P_{ij} = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 \text{intensidad}_{ij} + \beta_2 \text{proximidad}_{ij})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 \text{intensidad}_{ij} + \beta_2 \text{proximidad}_{ij})} \quad (1.13)$$

donde j es un partido cualquiera en la competición electoral (Maddala, 1983, p. 25; Iversen, 1994, p. 63).

Como se expuso con anterioridad, los resultados de Rabinowitz y Macdonald (1989) mostraron un pequeño soporte empírico a favor de un modelo mixto en sus datos sobre las elecciones de los Estados Unidos. Sin embargo, los hallazgos empíricos de Iversen (1994, p. 70), sugieren que los votantes de Europa Occidental parecen premiar a los partidos y candidatos que muestran liderazgo político en el sentido de la dirección ideológica de sus votantes, mientras que penalizan aquellos políticos poco representativos de sus sentimientos. Esto constituye un importante soporte para su modelo mixto donde los factores espaciales y de dirección se conjugan en la toma de decisión electoral. Desde el punto de vista teórico, ello quiere decir que los procesos políticos pueden ser descritos mejor como un proceso interactivo donde las élites

articulan e influncian la opinión pública, mientras que los electores se comportan como una audiencia de respuestas emocionales y, a la vez, críticas.

De igual modo, Merrill y Grofman (1997, p. 31) encuentran en ese comportamiento variable de los votantes una de las principales razones que avalan la combinación de las ideas sobre dirección y proximidad en un modelo único. Para ellos, este tipo de esquema hace posible que la función de utilidad refleje la posibilidad de que algunos votantes utilicen la distancia como criterio para evaluar ciertos candidatos (por ejemplo, los titulares de cargos con una localización espacial reconocible a partir de las políticas que ejecutan), y la orientación del cambio político para valorar otros competidores cuyo posicionamiento político no pueden determinar de forma precisa (retadores sin experiencia previa en el cargo para el cual optan).

En sus trabajos, estos autores propusieron un modelo mixto o unificado mediante la inclusión de dos parámetros (Merrill y Grofman, 1997, p. 31; 1999, p. 40). El primero, β , que define la proporción en que se combinan la proximidad y la dirección-intensidad en un continuum donde los modelos puros que definen ambos componentes se encuentran en sus extremos. El segundo, el parámetro q , que define la intensidad en un continuum donde a un extremo se encuentra el modelo puro de Matthews (1979) y, en la otra punta, el modelo puro de Rabinowitz y Macdonald (1989). Por razones de simplicidad y siguiendo el orden de exposición de Merrill y Grofman (1997), primero se abordará la descripción del parámetro q , para luego proceder a la inclusión del factor β .

Como se ha descrito con anterioridad, la utilidad del modelo RML proviene de la unificación del esquema puro de dirección de Matthews (1979) y un factor puro de intensidad (representado por los módulos de los respectivos vectores de votante y candidato). Dado que ambos modelos comparten el componente de la dirección, Merrill y Grofman (1999, pp. 41-42) consideraron la posibilidad de subsumirlos en un esquema común de un único parámetro. En este caso, la función de utilidad viene dada por el componente dirección de la fórmula Matthews (1979) y un factor intensidad determinado por el parámetro q , que puede adoptar valores comprendidos entre 0 y 1. Este modelo, denominado *damped directional utility function* por sus creadores, está definido por la siguiente expresión (Merrill y Grofman, 1997, p. 31):

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{C}) = \left(\frac{\mathbf{V} \cdot \mathbf{C}}{|\mathbf{V}| |\mathbf{C}|} \right) ([|\mathbf{V}| |\mathbf{C}|]^q), \quad (1.14)$$

donde $\mathbf{V} \neq 0$ y $\mathbf{C} \neq 0$, o el resultado es 0. El primer componente de la fórmula representa el elemento dirección y, el segundo, simboliza el factor intensidad. Si el parámetro $q = 0$, la ecuación se transforma en un modelo puro de utilidad de Matthews (1979); mientras que si $q = 1$, el modelo se convierte en la función de utilidad del esquema RML.

Por otro lado, la introducción del parámetro β obedece a la misma lógica empleada por Iversen (1994) en su *representational policy leadership model* (Merrill y Grofman, 1997, p. 33; 1999, p. 43). Dado que este autor sugiere un ajuste idiosincrático del modelo RML, mediante la sustracción de una cantidad proporcional al cuadrado de la distancia entre elector y candidato, Merrill y Grofman (1997) llaman a esta función *RM model with proximity constraint*. La definición que utilizaron de este modelo fue la siguiente:

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{C}) = 2(1 - \beta)\mathbf{V} \cdot \mathbf{C} - \beta|\mathbf{V} - \mathbf{C}|^2, \quad (1.15)$$

donde β representa el grado de contracción de la curva de utilidad del modelo. Nótese que si $\beta = 0$, desaparece el componente de la proximidad y, cuando $\beta = 1$, la influencia del elemento dirección queda totalmente sin efecto (Merrill y Grofman, 1997). Matemáticamente, este modelo es equivalente al modelo mixto presentado por Rabinowitz y Macdonald (1989), incluyendo el parámetro de combinación β (Merrill y Grofman, 1997, p. 33; 1999, p. 44)¹³.

Descritos los dos parámetros, q y β , Merrill y Grofman (1997, pp. 33-34) definen su modelo unificado del siguiente modo:

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{C}) = 2(1 - \beta) \frac{\mathbf{V} \cdot \mathbf{C}}{|\mathbf{V}| |\mathbf{C}|} [|\mathbf{V}| |\mathbf{C}|]^q - \beta|\mathbf{V} - \mathbf{C}|^2, \quad (1.16)$$

¹³ Merrill y Grofman (1997, pp. 33, nota al pie), señalan que el uso de la constante, 2, permite una interpretación simple y útil del parámetro, β . Cuando $\beta = 0$, se obtiene un modelo RML puro. Cuando $\beta = 1$, el resultado es un modelo puro de proximidad. Ahora bien, si $\beta = 1/k$, el modelo con mejor ajuste tiene una curva de indiferencia (plano) que es $1/k$ ésima el recorrido entre los planos de indiferencia de los dos modelos puros. Así, cuando $\beta > 1/2$, quiere decir que se está más cerca del modelo de proximidad que del modelo RML; y cuando $\beta < 1/2$, implica que se está en las inmediateces del modelo direccional.

Donde β constituye el parámetro de combinación de los modelos de proximidad y de dirección y, q , el parámetro de la intensidad. Esta formulación general abarca los modelos puros y mixtos más representativos (Merrill y Grofman, 1997, p. 34; 1999, p. 46). Si $q = 1$, el modelo se comporta como el modelo de Iversen (1994) y si, además, $\beta = 0$, la ecuación define el modelo RML. Por otro lado, la mezcla de los valores $\beta = 0$ y $q = 0$ conforman el modelo direccional de Matthews (1979); mientras que, cuando $\beta = 1$, se transforma en un esquema puro de proximidad. Finalmente, una ecuación pura de intensidad sin el componente de la dirección no tiene sentido desde el punto de vista del comportamiento de los electores, por lo que, no constituye un caso especial del modelo presentado.

Finalmente, Merrill y Grofman (1999, pp. 46-47) realizaron un último ajuste a este modelo unificado: la incorporación de factor de descuento de Grofman (1985). La formulación del esquema de descuento considera que los votantes, previo a la adopción de su decisión electoral, realizan dos reflexiones: primero, comparan la posición de cada candidato o partido (\mathbf{C}) con el *statu quo* (SQ) de la política actual y, segundo, asumen que de ganar, cualquiera de ellos ejecutará sus políticas en un lugar intermedio entre ambos puntos. Ese lugar está definido por $d\mathbf{C} + (1 - d)\text{SQ}$, donde d es un factor de descuento común a todos los electores y aplicado a todos los candidatos o partidos (Grofman, 1985; Merrill y Grofman, 1997, p. 34).

Tomando como condición que el *statu quo* coincida con el punto neutro, estos autores procedieron a la incorporación del modelo de Grofman (1985) en un esquema de tres parámetros mediante la inclusión del factor de descuento en componente que representa la proximidad en su modelo unificado. Así, la nueva ecuación de la utilidad del votante es la siguiente (Merrill y Grofman, 1999, p. 47):

$$U(\mathbf{V}, \mathbf{C}) = 2(1 - \beta) \frac{\mathbf{V} \cdot \mathbf{C}}{|\mathbf{V}| |\mathbf{C}|} [|\mathbf{V}| |\mathbf{C}|]^q - \beta |\mathbf{V} - d\mathbf{C}|^2 \quad (1.17)$$

Es importante tomar en cuenta que los parámetros β y d no son independientes. Sin embargo, la flexibilidad de esta formulación permite representar, alternativamente, el modelo de dirección con restricción por proximidad y el modelo de proximidad con la condición del factor de descuento (Merrill y Grofman, 1999, p. 47). Esto se debe a que

ambos esquemas, según lo demuestran Merrill y Grofman (1998, p. 225), poseen curvas de indiferencia idénticas y funciones de utilidad equivalentes para un mismo elector, siempre que $\beta = d$ y el statu quo esté ubicado en el punto neutro. Cumplidos estos supuestos, ambos modelos son indistinguibles sobre la base de la elección que hace el votante y sus curvas de utilidad.

De hecho, sus hallazgos van hasta ofrecer evidencia de que un conjunto de modelos espaciales, incluyendo aquellos que incorporan el componente dirección, pueden ser vistos como esquemas de elección mediante proximidad donde la localización de los candidatos es sustituida por posiciones “sombras”. Tales posiciones son definidas mediante una proyección de la ubicación actual o declarada de los candidatos o partidos, a partir de la simple multiplicación por una constante (Merrill y Grofman, 1999, p. 51).

Merrill y Grofman (1997, p. 37; 1999, p. 68), sometieron las predicciones de su modelo unificado a verificación mediante el uso de varios esquemas empíricos y utilizando los datos de la *American National Election Studies* sobre las elecciones presidenciales de 1980 a 1996 de los Estados Unidos. En primer lugar, realizaron un análisis de las funciones de utilidad de los votantes respecto a los principales candidatos en dichos comicios. Para ello, utilizaron dos tipos de pruebas. La primera consistió en la comparación de los coeficientes de correlación de Pearson utilizados para establecer la relación entre las predicciones de los modelos y los resultados del *feeling thermometer*.

La segunda prueba desarrollada fue un análisis de regresión no lineal para determinar la vinculación entre los valores del *thermometer* y las posiciones de los votantes en los temas, partiendo de la ecuación del modelo unificado (Merrill y Grofman, 1997, p. 39; 1999, pp. 70-71). Es importante señalar que el método utilizado para la estimación de los parámetros fue la máxima verosimilitud, el cual, permite encontrar el valor que mejor se ajusta de cada uno de ellos. Las reglas para la interpretación de los resultados de las hipótesis testadas fueron las siguientes: el rechazo de la hipótesis $\beta = 0$ implicaba el predominio del componente de proximidad, el rechazo de $\beta = 1$ evidenciaba la prevalencia de la direccionalidad y el rechazo de ambas hipótesis reflejaba un modelo que conjuga ambos elementos. Por otro lado, si se producía que el parámetro $q \neq 0$, significaba que la intensidad tenía relevancia para el

modelo. Finalmente, ante el rechazo de todas estas hipótesis se utilizarían los valores de los parámetros para evaluar el grado de combinación entre los diversos modelos puros.

Los resultados de estas pruebas revelaron que en la función de utilidad de los votantes en las elecciones bajo estudio, tanto el elemento direccional como de proximidad, eran importantes. En cuanto al componente intensidad, resultó significativo para los candidatos que intentaban acceder desde la oposición a la presidencia pero no para los ostentaban dicho cargo al momento de participar en la contienda. En todo caso, el modelo mixto siempre presentó un mejor ajuste frente a los datos empíricos que el resto de formulaciones teóricas.

Finalmente, (Merrill y Grofman, 1999) también realizaron la evaluación de su teoría unificada mediante su inclusión en un modelo probabilístico de elección. Para ello, emplearon como prueba una regresión logística condicional y la aplicaron a diversos tipos de sistemas de partidos: Estados Unidos (bipartidista) y Noruega y Francia (multipartidistas). Los resultados obtenidos por estos autores, respaldaron que la combinación de componentes direccionales y de proximidad ofrecía un mejor ajuste a los datos en los tres casos estudiados.

CAPÍTULO II

INTRODUCCIÓN

No cabe duda que el surgimiento del modelo direccional de Rabinowitz, Macdonald y Listhaug tuvo un importante impacto en la comunidad académica de la Ciencia Política. Desde su planteamiento inicial en Rabinowitz y Macdonald (1989) y Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991), se ha generado una abundante literatura y un intenso debate sobre los fundamentos y alcances de esta nueva teoría, principalmente, en contraposición al paradigma clásico sobre la utilidad espacial del voto¹⁴. Esta confrontación no es casual. El modelo direccional RML fue propuesto por sus creadores como una alternativa directa al modelo de proximidad introducido por Downs (1957) y, como tal, ha sido tratado por la mayoría de la comunidad científica. Según Lewis y King (1999, p. 21), a tan sólo una década de planteada esta controversia ya se habían publicado más de 25 artículos académicos que abordaban esta temática y para la década siguiente, tal y como exponen Tomz y Van Houweling (2008, p. 304), la cantidad de investigaciones se había más que duplicado.

Morton (1999, p. 252) y, más recientemente, Boscán (2010, p. 141) señalan que la evaluación de modelos formales alternativos puede realizarse de dos maneras. La primera de ellas consiste en valorarlos desde el punto de vista teórico. Esto es comparar la consistencia lógica de los argumentos de los distintos enfoques y responder a preguntas sobre el grado de restricción de sus supuestos, la medida en la que se pueden generalizar sus resultados y cuánta información provee cada uno de ellos acerca del funcionamiento de la realidad política.

La segunda forma es evaluarlos desde una perspectiva empírica o frente a los datos. Ello implica adaptarlos a los requerimientos de una o un conjunto de pruebas estadísticas y someterlos a ellas con la finalidad de estimar parámetros que faciliten la comparación entre los diversos esquemas o proceder a la verificación directa de las hipótesis que se derivan de sus formulaciones teóricas. Este tipo de validación pragmática, tal y como señalan Manheim y Rich (1988, pp. 260-261), busca valorar las

¹⁴ La teoría espacial del voto cuenta con una amplia tradición de investigación teórica y empírica que parte desde los estudios de Hotelling (1929), Downs (1957), Black (1958) y llega a nuestros días. Para un acercamiento a este paradigma bajo una perspectiva integral, se recomienda ver Davis, Hinich y Ordeshook (1970), Enelow y Hinich (1984, 1990) y Hinich y Munger (1997).

condiciones que demuestran poseer los modelos para facilitar al investigador la predicción de un comportamiento o hecho determinado.

No hace falta una revisión exhaustiva de los trabajos sobre modelos de utilidad del voto para darse cuenta, con prontitud, que la disputa entre direccionalidad y proximidad ha versado fundamentalmente sobre los méritos empíricos de dichos esquemas. Esta afirmación, contenida en el trabajo que Lewis y King (1999, p. 21) publican a finales de los años noventa, es perfectamente extensible a la literatura producida desde ese momento hasta nuestros días. En aquel entonces, estos autores realizaron un cuestionamiento importante sobre la validez predictiva del contingente de investigaciones que se venía produciendo sobre esta materia (Lewis y King, 1999, p. 22). Ese cuestionamiento estaba fundado en tres argumentos.

El primero de ellos era que, en las formulaciones más generales, la diferencia utilizada para declarar la supremacía de uno u otro modelo era, en el mejor de los casos, marginal. En segundo lugar, advierten que la forma en que se realizaba la evaluación de estos modelos dependía, extremadamente, de supuestos metodológicos no testados empíricamente. Y, en tercera instancia, señalan que los datos disponibles en ese momento no eran lo suficientemente ricos para poder evaluar previamente esos supuestos.

En su trabajo, Lewis y King (1999) demostraron cómo la forma en que se realizaba el examen de los modelos y las medidas utilizadas por los investigadores en sus esquemas metodológicos condicionaban los resultados de las pruebas. Esto traía como consecuencia que el académico disponía de un conjunto de mecanismos y vías alternativas de evaluación que, justificadas exclusivamente desde una perspectiva teórica, podía utilizar a favor del paradigma de su preferencia.

Quizás, el episodio más representativo de esta debilidad en el debate fue el protagonizado por Westholm (1997, 2001) y Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, 2001). En su defensa de la superioridad del modelo de proximidad frente a la fórmula direccional RML, Westholm (1997, pp. 875-876) reconoce que la respuesta a por qué sus resultados, respecto a los mismos datos, son diametralmente opuestos a los obtenidos por Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991), se encuentra en el método utilizado para realizar la comparación entre ambas propuestas. Específicamente, atribuye tal

diferencia a la utilización de tres supuestos distintos a los empleados en la teoría direccional RML.

Estos supuestos son: en primer lugar, la comparación intrapersonal versus la evaluación interpersonal de las utilidades; en segundo término, el uso del posicionamiento individual o subjetivo de los partidos o candidatos en lugar de la media de las percepciones de todos los electores como criterio objetivo; y, tercero, la evaluación del modelo de proximidad mediante el empleo de la distancia *city block* en contraposición al uso de la distancia euclidiana o el cuadrado de dicha medida. Un supuesto adicional, muy cuestionado por Westholm (1997, p. 867) en su trabajo, es la existencia de una región de aceptabilidad común a todos los electores y el rol que ésta cumple en el ajuste de los resultados.

El objetivo de este capítulo es iniciar la discriminación entre las teorías sobre utilidad del voto en datos sobre elecciones presidenciales de América Latina. Para ello, en primer lugar, se desarrollan los principales argumentos que componen la discusión metodológica sobre cómo llevar a cabo la evaluación empírica de estas teorías. A partir de estos postulados, se pretende realizar la construcción de diversos modelos estadísticos tomando en consideración todas las posibles combinaciones de los supuestos que forman parte del debate. Esto permitirá observar y analizar el comportamiento de ambos paradigmas en los datos de la región abarcando todos los extremos de la discusión metodológica.

En segundo lugar, se procede a la comparación de la proximidad y la direccionalidad RML en dos fases. En la primera de ellas se lleva a cabo una exploración de cómo se ajustan las predicciones de estas teorías al comportamiento de las curvas de utilidad de los electores y las curvas de apoyo a los candidatos en las elecciones presidenciales de estos países. Esta aproximación es tanto visual como analítica y permite, por un lado, orientar la investigación hacia aquellos elementos determinantes en el comportamiento de estos modelos y, por el otro, ofrecer un conocimiento sobre los datos necesarios para la adecuada interpretación de los resultados de esta comparación. Luego, en el capítulo siguiente, se abordará la segunda fase de esta comparación centrandó la metodología en las pruebas estadísticas que ofrezcan mayor utilidad en la evaluación empírica de los modelos teóricos en contraste.

Finalmente, es importante recordar que este trabajo sólo toma en consideración la evaluación que hace el votante de todos los candidatos y no propiamente en la elección de uno de ellos. Desde el punto de vista de ambas teorías, la regla a partir de la cual un elector elige apoyar a un candidato entre todas las opciones se basa en el principio de la mayor utilidad, el cual es inaplicable si previamente esa utilidad no es asignada a cada uno de los competidores y se establece el orden completo de las preferencias (Davis, Hinich y Ordeshook, 1970, p. 429). Esto trae como consecuencia que, tanto para el modelo direccional RML como para el paradigma espacial del voto, la evaluación es la predicción más directa y fundamental (Macdonald, Rabinowitz y Listhaug, 1998, p. 666).

LOS SUPUESTOS DEL DEBATE

Comparación interpersonal versus comparación intrapersonal.

Desde el punto de vista de la teoría de la elección racional, se considera intrínseco al proceso mediante el cual un individuo construye un orden de preferencia, el hecho de que la evaluación que realiza de una determinada opción esté estrechamente vinculada a su valoración sobre el resto de las alternativas (Davis, Hinich y Ordeshook, 1970, p. 431). Iversen (1994, p. 61), como antecedente, se enfrenta a esta propiedad de las preferencias cuando intenta pasar del estudio de datos agregados (relativos a los partidos políticos) al análisis del comportamiento electoral de los individuos. Durante ese proceso, este autor reconoce que el atractivo de un partido político no solo proviene de su ubicación espacial sino que, a su vez, depende del posicionamiento de los otros partidos políticos que intervienen en la competición electoral. Dado este condicionamiento, cuando pretende realizar la evaluación empírica de su formulación mixta de proximidad y direccionalidad, se ve obligado a diseñar un test dirigido a la comparación de utilidades relativas en lugar de las utilidades absolutas que resultan de aplicación directa de los modelos. Para lograrlo, optó por un cálculo de las utilidades basado en las diferencias entre las distintas valoraciones de los electores sobre las diversas opciones partidistas en competición.

Argumento teórico a favor de la comparación intrapersonal:

La función de utilidad individual.

Desde un punto de vista similar, Westholm (1997, p. 868) también llama la atención sobre la importancia de la relación que existe entre las alternativas y en el tratamiento que recibe esa relación en la evaluación empírica de los modelos de utilidad del voto. Partiendo del trabajo de Elster y Roemer (1991), este autor considera importante distinguir entre dos tipos de comparaciones comúnmente presentes en las investigaciones electorales. La primera de ellas es el cotejo que realiza un mismo individuo entre las diversas opciones de partidos o candidatos. Se le conoce como comparación intrapersonal. La segunda, por el contrario, es la evaluación que realizan distintos votantes sobre un único partido o candidato. Es la llamada comparación interpersonal.

Westholm (1997, p. 868) hace hincapié en que tanto el modelo de proximidad como la formulación direccional RML son teorías sobre la elección individual: ambas intentan predecir, en un único sujeto, la utilidad asociada a cada alternativa en relación con el resto de las opciones en competición. Esto es determinar la forma de la función de utilidad para cada uno de los individuos. Por el contrario, la comparación entre la utilidad que proporciona a una persona una determinada alternativa y la utilidad que esa misma alternativa proporciona a un individuo distinto constituye un procedimiento totalmente irrelevante para ambos paradigmas. Como regla general, *“only the intrapersonal comparison matters”* (p. 868).

Tomando en cuenta este argumento teórico, Westholm (1997, p. 868) critica que gran parte de las contribuciones donde Rabinowitz, Macdonald y Listhaug proclaman la supremacía de su modelo están basadas en la comparación interpersonal de las utilidades¹⁵. Advierte que en la mayoría de sus análisis empíricos, las puntuaciones que los votantes otorgan a cada candidato o partido son analizadas de forma separada, de manera que la variabilidad se mantiene entre los individuos y no dentro de cada sujeto. Para él, una evaluación del desempeño de estos modelos realizada bajo esta modalidad impide rechazar o aceptar de forma definitiva la validez de alguna de estas teorías.

¹⁵ Las obras a las que se refiere Westholm (1997, p. 868), específicamente, son: Rabinowitz y Macdonald (1989), Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991), Macdonald y Rabinowitz (1993), Rabinowitz, Macdonald y Listhaug (1993), Listhaug, Macdonald y Rabinowitz (1994a), Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1995a), Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1995b).

Argumentos empíricos y metodológicos a favor de la comparación intrapersonal: La excentricidad y sus consecuencias sobre el intercepto y el ajuste de la línea de regresión.

Por otro lado, la evaluación empírica basada en la comparación interpersonal también puede generar algunas dificultades metodológicas. En el caso específico de los datos sobre las elecciones noruegas de 1989¹⁶, Westholm (1997, p. 877) da cuenta sobre la presencia de un patrón o regularidad en el comportamiento de los electores que denomina “*eccentricity effect*”. Tal excentricidad fue descrita por este autor como el fenómeno mediante el cual los votantes, a medida que se alejan del centro de la dimensión política, tienden a otorgar valoraciones más positivas, sin distingo alguno, a los partidos o candidatos.

Westholm (1997, p. 877) considera que la explicación más plausible a tal hallazgo se encuentra en la forma en que los entrevistados otorgan los puntajes ante una pregunta sobre valoración de partidos o candidatos. Según expone, los sujetos entienden que el diseño de tal interrogante persigue un objetivo de investigación mayor, esto es, que expresen su apreciación sobre cada partido o candidato en relación con su valoración sobre los otros partidos o candidatos¹⁷. Siendo así, si la curva de proximidad se mantiene constante, la excentricidad trae como consecuencia que cada entrevistado ajuste sus valoraciones de manera tal que un partido o candidato ubicado a una distancia media del resto de partidos o candidatos obtenga, también, un puntaje cerca del centro de la escala.

Esto estimula dos tipos de respuestas opuestas en los entrevistados según la posición que ocupan en la escala dimensional. Por un lado, hace que un elector ubicado en las inmediaciones del centro otorgue a un partido posicionado en esa misma zona una valoración no tan alta, a pesar de que tal partido le proporcione la mayor utilidad dentro de las opciones en competición. Y, por otro lado, genera que los electores

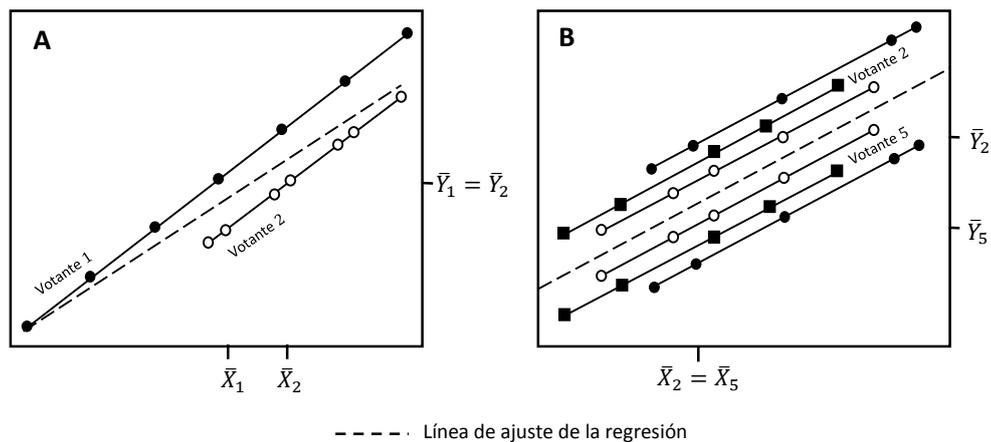
¹⁶ Estos datos fueron obtenidos en el *Norwegian Social Science Data Services (NSD)* (Westholm, 1997, p. 873 n17). Estas elecciones fueron analizadas inicialmente por Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991) y, posteriormente, por Westholm (1997, 2001), Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1998, 2001) y Lewis y King (1999) durante el presente debate.

¹⁷ Esta afirmación, según señalan Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, p. 676), constituye un reconocimiento por parte de este autor respecto a la posibilidad de realizar una comparación de tipo interpersonal. Sin embargo, tal y como advierten, esta afirmación es usada por Westholm (1997, pp. 877-878) para introducir su versión del modelo de proximidad basado en las diferencias entre las distancias.

ubicados en los extremos se vean estimulados a otorgar a candidatos cercanos valoraciones mucho más elevadas, dado que pueden disponer de casi toda la escala para valorar el resto de las formaciones políticas.

Para exponer hasta qué punto la excentricidad afecta la evaluación empírica de los modelos, Westholm (1997, p. 878) recurre a la presentación de la figura 2.1.

Figura 2.1. Efectos de la comparación intrapersonal versus la comparación interpersonal



Fuente: Elaboración propia a partir de Westholm (1997, p. 869; 2001, p. 452) y Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, p. 667)

En ella se muestra la relación entre la evaluación de siete partidos por parte de dos votantes y un predictor que puede ser la distancia o el producto escalar. En este caso, se trata de la proximidad. Tomando en cuenta lo expuesto hasta este punto, la media de las evaluaciones es similar para ambos electores $\bar{Y}_1 = \bar{Y}_2$. Sin embargo, el votante 1 está localizado más lejos del centro político que el votante 2, lo que implica la existencia de una media más baja y una mayor dispersión en la variable independiente. Dada esta diferencia entre las medias de los electores en la proximidad, los valores que asume esta variable en el votante 1 decaen a la izquierda y están por encima de los valores correspondientes a este mismo predictor en el votante 2. De igual modo, la gran variabilidad que muestran dichos valores se traduce en que la valoración más alta y más baja otorgada por el votante 1 sea, respectivamente, superior e inferior a la proporcionada por el votante 2.

Westholm (1997, p. 869) señala que a pesar de que en la figura 2.1 (A) la variable independiente se mantiene constante, el votante 1 realiza una valoración más positiva de los candidatos que el votante 2. Ello genera una diferencia interpersonal que trae

como consecuencia que el ajuste de la línea de regresión sea menor y, por lo tanto, no refleje correctamente la relación entre las teorías y los datos. Advierte, también, que estos paradigmas no predicen los interceptos, esto es, cuán alta o baja son las evaluaciones de un votante en sentido absoluto o en relación con otros electores, puesto que los interceptos no influyen en las preferencias de los votantes (Ordeshook, 1986, pp. 47-48; Elster y Roemer, 1991, pp. 2-4; Westholm, 2001, p. 438). Por lo tanto, si los electores tienen una base similar en Y , pero diferente en X , tal y como muestra la figura 2.1 (A), los interceptos de las respectivas líneas dejan de ser independientes de los valores que asume el regresor, lo cual, produce una evaluación sesgada de la relación intrapersonal que se quiere medir (Westholm, 2001, pp. 452-453).

Respuesta RML al problema del ajuste de la línea de regresión y su interpretación sobre el patrón de la excentricidad.

Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, p. 666) señalan sobre esta crítica que, aun considerando cierta la presencia del componente interpersonal en las evaluaciones, no hay razones para temer que ello ocasione problemas en el ajuste de la línea de regresión estimada mediante mínimos cuadrados ordinarios. Sostienen que el gráfico empleado por Westholm (1997, p. 869) como demostración de sus argumentos ciertamente presenta problemas de ajuste, pero advierten que éstos tienen su origen en que para la elaboración de tal representación, sólo se ha tomado en cuenta las evaluaciones de dos electores. Esa dificultad, afirman, tiende a desaparecer en la medida que se va incluyendo un número mayor de votantes en el modelo, de manera que en la riqueza de la variedad del electorado está tanto la causa del problema como su solución.

Como prueba, Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, p. 667) presentan un nuevo gráfico que, contraria al presentado por Westholm (1997, p. 869), muestra la relación entre valoraciones sobre partidos de un número mayor de electores, específicamente, seis votantes (ver figura 2.1 B). En ella, se puede observar como la línea de regresión presenta la pendiente correcta. La clave de este ajuste es advertida por el mismo Westholm (2001, pp. 452, 453) cuando denuncia cómo la igualación de medias en la variable independiente de los votantes añadidos, produce la independencia de los interceptos respecto de los regresores. Ello trae como consecuencia, tal y como lo

manifiestan Aarts y Aardal (2011, p. 165), que las diferencias en las evaluaciones interpersonales sean típicamente no sistemáticas y, por lo tanto, puedan ser ignoradas con un número suficiente de electores en cada posición ideológica¹⁸. En este caso, el resultado obtenido es que una única curva de evaluación genera un resumen válido de las valoraciones individuales del conjunto de votantes que ocupan la misma posición en el espectro ideológico y, en consecuencia, esa curva de evaluación es perfectamente comparable con las curvas estructuradas por otros votantes que se ubican en distintas posiciones de dicha dimensión.

En cuanto al fenómeno de la excentricidad, Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, p. 677) consideran que la descripción presentada por Westholm (1997, pp. 874, 877) tiene mayor semejanza con la predicción teórica que se desprende de su modelo direccional, que con la obtenida siguiendo las reglas del paradigma de la proximidad. Señalan que cuando este autor constata la existencia de dicho patrón en los datos, lo hace a partir de la llamada curva de evaluación de los electores. Estas funciones muestran la relación entre un conjunto de votantes que se encuentran en una posición fija de la dimensión ideológica y la media de la evaluación que tales votantes otorgan a todos los partidos en cada punto del continuo. Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, pp. 671-673) advierten que lo que se observa en este tipo de gráficos no se corresponde exactamente con la interpretación dada por Westholm (1997, p. 877), por lo que proceden a establecer los criterios analíticos que deberían cumplir los datos de ser cierta la existencia del fenómeno de la excentricidad. En primer lugar, los resultados tendrían que mostrar diferencias significativas entre las valoraciones de los votantes del centro respecto a los partidos ubicados en esa misma zona y los puntajes que otorgan los votantes de los extremos que votan partidos ubicados también en los extremos. En segundo lugar, dada la mayor densidad de electores en el centro de la distribución, la cantidad de votos recibidos por los partidos de esta zona debería ser mayor que los obtenidos por los partidos fuera de ella.

¹⁸ La probabilidad de que este supuesto se cumpla es muy alta, especialmente, si la ubicación del partido o candidato es un valor constante para todos los votantes. Este es el caso de los trabajos realizados por los autores de la teoría direccional RML (Rabinowitz y Macdonald, 1989; Macdonald, Listhaug y Rabinowitz, 1991), quienes desde sus inicios utilizan la media de las percepciones de todos los electores como medida objetiva del posicionamiento de los partidos o candidatos. Hecho este comentario, conviene señalar que este aspecto forma parte de otro de los supuestos que dan origen a este debate y que será analizado con mayor profundidad oportunamente.

El resultado de la verificación de estos criterios realizada por Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, p. 677) arrojó que ninguno de ellos se corresponde con la evidencia empírica que se desprende del examen de sus datos. Por un lado, la determinación de cómo son las valoraciones que reciben los partidos (en sus posiciones objetivas) de sus respectivos votantes, constata que tanto la media como la mediana presentan magnitudes elevadas y similares en todos los casos. Y, por otro lado, los partidos políticos ubicados en el centro ideológico reciben un porcentaje de votación menor que los ubicados en los límites de la región de aceptabilidad, a pesar de la alta concentración de electores existente en dicha zona.

Más allá del aspecto meramente casuístico del patrón de la excentricidad, resulta importante comprender que lo que está detrás de esta disputa entre lo interpersonal o intrapersonal es si el análisis de los datos debe ser realizado desde la perspectiva del votante, como lo defiende Westholm (1997, 2001), o desde el prisma del partido político, como lo efectúan Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1998, 2001). Al profundizar sobre estos planteamientos, se advierte que no sólo importa la curva de utilidad individual, o de evaluación de los electores en el caso agregado, como base para la evaluación empírica de estos modelos. Siguiendo a Aarts y Aardal (2011, p. 165), los partidos políticos también se establecen o son percibidos por los votantes como ocupantes de diversas posiciones en la dimensión ideológica y esas posiciones, en algún punto, se cruzan con las curvas de las evaluaciones de los electores. La conexión de dichos cruces en diversos puntos del continuo ideológico permite obtener un gráfico que representa el apoyo que recibe cada partido o candidato por parte del electorado. Esa función tiene una forma diferente según se trate de un modelo de proximidad o un esquema de dirección-intensidad (Listhaug, Macdonald y Rabinowitz, 1994a, p. 115), por lo que son utilizadas por Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, pp. 672, 673) en la defensa de su perspectiva. Ambas modalidades serán empleadas en la ejecución de los análisis de los datos del presente trabajo.

Posicionamiento individual versus posicionamiento medio de los partidos o candidatos.

Desde su planteamiento inicial, Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 101) adoptaron la estrategia de Markus y Converse (1979, p. 1058) y Markus (1982, p. 558)

para la construcción de su variable independiente (distancia o producto escalar) a partir de una medida objetiva del posicionamiento de los partidos o candidatos en la dimensión temática. Esa estrategia consistía en el empleo de la media de la percepción de todos los votantes respecto a esa ubicación. Existen dos motivos por los cuales estos autores toman dicha decisión (Rabinowitz y Macdonald, 1989, p. 119 n7; Macdonald, Listhaug y Rabinowitz, 1991, p. 1130 n12; Macdonald, Rabinowitz y Listhaug, 1995b, p. 460; 1998, pp. 668-672; 2001, pp. 488-490). El primero de ellos es el requerimiento teórico por parte de ambos paradigmas de que cada partido o candidato deba tener una ubicación única en el espacio político, de manera que pueda establecerse el vínculo entre las estrategias partidistas y el apoyo de los electores (Davis, Hinich y Ordeshook, 1970, p. 431; Rabinowitz y Macdonald, 1989, p. 83). La segunda razón es empírica. Tal y como lo expresan Lewis y King (1999, p. 26), estos autores están preocupados por el hecho de que la ubicación de los partidos o candidatos expresada por los votantes sea endógena a sus valoraciones sobre los mismos y, por lo tanto, estén sistemáticamente sesgadas.

Argumento teórico a favor del uso de la media.

Desde el punto de vista del supuesto teórico, Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, p. 670) señalan que la existencia de este requerimiento en ambas teorías está estrechamente conectado con la esencia de lo que ambos esquemas intentan explicar: el vínculo entre el comportamiento de la masa y la élite. Para que ello sea posible, el comportamiento de la élite ante el cual la masa reacciona debe ser discernible. Esto no quiere decir que para estas teorías formales todos los votantes deban percibir las élites de forma idéntica (ausencia de variación entre los electores) o que tales élites sean puntos individuales en un espacio de políticas públicas (ausencia de variación dentro de los partidos). Lo que exigen es que los electores basen sus decisiones en élites que tienen una posición objetiva en la dimensión temática, o lo que es igual, se espera que los cambios en la ubicación de los candidatos estén asociados a cambios en la distribución de las percepciones que tienen los electores respecto a esas posiciones.

Resulta interesante que esta concepción de una posición objetiva de la posición de los candidatos o partidos forma parte del núcleo de la teoría clásica formulada por Downs (1957) y se mantiene en los desarrollos posteriores de un importante grupo de

sus seguidores (Macdonald, Rabinowitz y Listhaug, 1997, p. 13). Downs (1957, pp. 115-117), sostiene que los votantes tienen, en primer lugar, una percepción común de la ubicación de cada partido respecto a los otros y, en segundo término, una función de utilidad de pico único cuyo máximo se corresponde con su propia ubicación en la misma dimensión. Esta premisa se mantiene incluso en los trabajos sobre la función de la ideología en la teoría espacial desarrollada por Hinich y Pollard (1981), Enelow y Hinich (1984), Enelow y Hinich (1994), Hinich y Munger (1994) y Hinich y Munger (1997).

A pesar de ello, tal y como advierte Gilljam (1997b, p. 23), resulta evidente que existe un cierto grado de diferencia en la definición que tienen diversos votantes sobre un mismo partido político. Ello trae como consecuencia que ante la pregunta sobre su posicionamiento, los entrevistados no coincidan en un punto exacto del espacio temático. Esa diferencia entre los electores es asumida por los defensores de esta postura teórica bajo diversas interpretaciones. Para Aldrich y McKelvey (1977, p. 112), tiene su origen en las diversas formas en que los votantes conciben o entienden la escala de la dimensión política; mientras que para Enelow y Hinich (1994, p. 168) y Hinich y Munger (1997, pp. 191, 192) es el resultado de errores en la percepción de los electores dados los distintos niveles de información del electorado. Otros como Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, p. 671) atribuyen tal divergencia a errores de medición.

Indistintamente del argumento que se considere más apropiado, lo destacable es que la diferencias entre los electores respecto al posicionamiento de los partidos o candidatos, incluso atribuyendo tal resultado a la ambigüedad en la forma como se presentan las élites ante la masa (Shepsle, 1972), es considerada perfectamente compatible con la existencia de una ubicación objetiva de estos actores políticos (Aldrich y McKelvey, 1977, p. 112; Enelow y Hinich, 1994, p. 168; Macdonald, Rabinowitz y Listhaug, 1998, p. 670 n25)¹⁹. Después de todo, es importante no olvidar que éste es el principal fundamento de las predicciones como la convergencia central en el bipartidismo, según el modelo de proximidad, o la dispersión en los multipartidismos según la teoría direccional (Macdonald, Rabinowitz y Listhaug, 1998, p. 670).

¹⁹ Aldrich y McKelvey (1977, p. 113) desarrollan un mecanismo para re-escalar el posicionamiento de los votantes bajo una métrica similar y Enelow y Hinich (1994, p. 168) demuestran que la correlación en los datos entre electores y partidos es completamente consistente con un modelo de teoría espacial donde los candidatos tienen una posición fija y estable en un conjunto de dimensiones ideológicas predictivas.

Argumento empírico a favor del uso de la media: el sesgo de la proyección.

Desde el punto de vista empírico, existe una segunda razón por la cual los creadores del modelo direccional RML utilizan la media de la percepción de los votantes como estrategia para la ubicación de los partidos o candidatos en el espacio político: el sesgo de la proyección o racionalización (Macdonald, Rabinowitz y Listhaug, 1998, p. 671). Este sesgo consiste en que la ubicación de los partidos o candidatos correlacionan con el punto ideal de preferencias del votantes (Markus y Converse, 1979, p. 1056). De manera que, cuando los entrevistados posicionan a los partidos o candidatos en la dimensión temática, tienden a distorsionar su ubicación acercando a su propia postura a aquellos que más les atraen (asimilación) y alejando a los que menos les gustan (contraste) (Brody y Page, 1972, p. 457; Markus y Converse, 1979, p. 1058; Macdonald, Rabinowitz y Listhaug, 2001, p. 488). Es importante destacar que la detección de este fenómeno en datos electorales tiene una importante tradición en la ciencia política, por lo que una literatura abundante y consistente ha dejado el reconocimiento de la existencia de este aspecto fuera de discusión²⁰.

A partir de este reconocimiento, las posturas sobre cómo enfrentar la proyección en la evaluación de los modelos de utilidad del voto son divergentes. Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, pp. 671-672) inician su argumentación distinguiendo entre dos procesos. Por un lado, se encuentra el posicionamiento de los votantes, partidos y candidatos en temas como herramienta metodológica y, por el otro, la evaluación que hacen los electores de los candidatos o partidos dentro de una sociedad política. En la medida en que el primero es una tarea ficticia impuesta por los investigadores a los entrevistados, el segundo es un mecanismo natural que forma parte del pensamiento de una persona a lo largo de toda su vida. Ambos siguen procesos psicológicos distintos.

Partiendo de esta distinción, Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, pp. 671-672) advierten que tanto el modelo de proximidad como el modelo de dirección RML, son modelos de evaluación y elección, y no modelos de posicionamientos de partidos o

²⁰ Ver, por ejemplo, Berelson, Lazarsfeld y McPhee (1954), Brody y Page (1972), Page y Brody (1972), Kinder (1978), Markus y Converse (1979), Granberg y Holmberg (1988), Krosnick (1990), Sniderman, Brody y Tetlock (1991), Listhaug, Macdonald y Rabinowitz (1994b), Abramson, Aldrich y Rohde (1995), Merrill y Grofman (1997), Merrill y Grofman (1999), Merrill, Grofman y Adams (2001), Brians y Greene (2004), Achen y Bartels (2006), Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (2007), Marquis (2010) y Grand y Tiemann (2013).

candidatos. En este sentido, la racionalización no afecta de forma directa a la toma de decisión electoral sino que afecta a la herramienta utilizada para llegar a conocer dicho proceso. Desde este punto de vista, el posicionamiento individual genera dos dificultades metodológicas. En primer lugar, el sesgo de la racionalización sigue claramente la lógica del modelo de la proximidad. No existe evidencia conocida de personas que ubiquen candidatos o partidos basados en un cálculo direccional (Macdonald, Rabinowitz y Listhaug, 1998, p. 671; 2001, p. 488). Y, en segundo lugar, las dificultades en la determinación de la causalidad entre el posicionamiento y la evaluación²¹ generan consecuencias estadísticas adicionales (Macdonald, Rabinowitz y Listhaug, 1997, pp. 14, 15; 1998, p. 672). Específicamente, si lo que interesa es analizar el rol de los temas en la determinación de la evaluación de los candidatos o partidos, pensar que, por razones de proximidad, un elector ubica cerca de su punto ideal a un candidato que en realidad le gusta por razones ajenas al tema donde se ve obligado a posicionarlo, constituye un grave error. En este caso, la causalidad va en la dirección contraria²².

Para Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1997, pp. 14, 15) el uso de la media de la percepción de los votantes resuelve eficientemente ambos problemas. Por un lado, la interacción causal pierde importancia una vez que la localización deja de ser una función de los sentimientos de los electores respecto a los partidos o candidatos. Y, por otro lado, tal y como señalan Abramson, Aldrich y Rohde (1995, p. 183), la media hace disminuir la racionalización en los electores de manera que sus percepciones sobre la ubicación de los candidatos se vuelve más coherente con su propio voto, en lugar de favorecer a los políticos cuyos puntos de vista están más próximos a los suyos.

²¹ Para información detallada, ver Brody y Page (1972, p. 457) y Markus (1982, p. 543).

²² Grand y Tiemann (2013) muestran en datos sobre elecciones europeas cómo, claramente, la percepción de la posición de los partidos o candidatos puede estar contaminada por factores no espaciales. Cabe destacar que, tal y como señala Gilljam (1997b, p. 9), el debate sobre la racionalización es tan antiguo como lo son los estudios electorales. Temas como la relación entre la identificación partidista y el voto espacial ha sido objeto de importantes debates. Ver, por ejemplo, Markus (1982), Merrill y Grofman (1999), Adams, Merrill y Grofman (2005), Jessee (2009). Recientemente, Jacobsmeier (2013) y Dolan y Lynch (2013) ofrecen evidencia sobre cómo la religión y los estereotipos de género, respectivamente, afectan la percepción sobre el posicionamiento ideológico de los políticos.

¿Por qué no utilizar la percepción individual de los electores sobre la ubicación de partidos y candidatos?

Invirtiendo el debate, el uso de la percepción individual no es tolerable para estos autores (Macdonald, Rabinowitz y Listhaug, 1998, pp. 670 n25, 672 n26; 2007, p. 408) por dos razones. En primer lugar, las diferencias entre distancias están compuestas de dos elementos: uno referido al producto escalar, el cual, es idéntico a la teoría direccional RML; y otro, el extremismo de los partidos. Si se utiliza la ubicación idiosincrática en lugar de una posición única de los partidos o candidatos, el extremismo deja de ser una característica de las organizaciones políticas y pasa a ser una función de la racionalización de las percepciones individuales. En consecuencia, pasa a ser el único criterio para diferenciar los modelos. Lo que se supone que debe ser una evaluación de cuál es la mejor teoría que explica la evaluación de los partidos o candidatos, degenera por completo en un prueba sobre cuál esquema explica mejor la racionalización de los votantes.

En segundo lugar, desde el punto de vista de la psicología social, Macdonald y Rabinowitz (1997, p. 49) siguen la evidencia presentada por los estudios de Lodge, McGraw y Stroh (1989), McGraw, Lodge y Stroh (1990) y Lodge, Steenbergen y Brau (1995). Comúnmente se cree que la decisión electoral es un proceso según mediante el cual los individuos van recolectando información a lo largo de la campaña y luego la traen a la memoria en el momento en adoptan una resolución definitiva. Sin embargo, según estos estudios la evaluación de los candidatos o partidos es un mecanismo de respuesta “on line” a los estímulos políticos. Esto quiere decir que la información se procesa a medida que se va presentando ante el individuo, por lo que el ajuste de las posiciones es constante. Dadas estas características cognitivas de la decisión electoral, sólo un posicionamiento sistémico de los partidos, independiente de la percepción de los votantes, permite, según estos autores, una completa comprensión del vínculo entre la ideología de los votantes y el apoyo a los partidos o candidatos.

Argumentos a favor del uso de la percepción individual de la ubicación de partidos y candidatos.

Westholm (2001, p. 465), por su parte, defiende el uso de la percepción individual de los votantes sobre la posición de partidos y candidatos en la evaluación del

desempeño de las teorías bajo examen. Para justificarlo, rebate los argumentos teóricos expuestos por los creadores del modelo direccional RML, en dos sentidos. Por un lado, advierte que no se debe confundir los presupuestos teóricos con lo que son proposiciones evaluables empíricamente. De hecho, cuando Rabinowitz y Macdonald (1989) y Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991) determinan la ubicación de los partidos usando la media lo hacen, igualmente, sobre la base de las percepciones de los votantes y no sobre fundamentos objetivos. Por otro lado, señala que tampoco se deben confundir esas presunciones teóricas con los supuestos metodológicos que se construyen al momento de corroborarlos. Esto se produce cuando en lugar de evaluar la presunción de que todos los votantes perciben la ubicación de los partidos o candidatos de forma idéntica y correcta, se asume, a priori, como cierta. De este segundo argumento se derivan dos importantes problemas metodológicos adicionales.

En primer lugar, tal y como advierten Dow (1998, p. 262) y Lewis y King (1999, p. 28), el uso de la percepción individual de los electores conduce a mejores estimaciones por parte del modelo estadístico dada la variabilidad en el posicionamiento de los partidos o candidatos. Y, en segundo lugar, utilizar una medida agregada como la media introduce errores de medición en el procesamiento de los datos debido a la desviación que existe entre la percepción de cada votante y la media de esas percepciones presentes en toda la muestra (Westholm, 2001, p. 466). Esto es especialmente importante cuando se procura una correcta diferenciación entre modelos que presentan una multicolinealidad extremadamente alta, como es el caso de la evaluación de los méritos empíricos del modelo direccional RML y de proximidad.

En cuanto a los argumentos empíricos de Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, pp. 671-672), Westholm (1997, pp. 870-871; 2001, p. 467) sostiene que la presencia de la racionalización sólo constituiría un problema si el objetivo de la comparación fuera establecer el grado absoluto en que cada teoría es capaz de explicar la variación en las preferencias de los electores sobre los partidos. Sin embargo, esa no es la preocupación central en el debate sobre estos esquemas. En esta disputa, lo que desea es determinar el desempeño relativo de cada modelo de evaluación respecto al otro y, en ese caso, la racionalización no constituye una dificultad dado que afecta a ambos esquemas teóricos por igual y en proporción a su verdadero poder explicativo (Gilljam, 1997a, pp. 23-24).

Para Westholm (2001, pp. 467-468) el sesgo de la racionalización, desde el punto de vista psicológico, sigue la misma lógica de la formación de las preferencias electorales. Advierte que bajo los argumentos de Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, pp. 670-671) no sólo la ubicación en escalas del espacio político debería constituir un mecanismo artificial impuesto a los entrevistados por los investigadores, sino que también los *feeling thermometers* o las *valoraciones* de partidos o candidatos deberían entenderse como aquellos. Sostiene que para él, en realidad, ambos mecanismos mentales forman parte de la naturaleza de la vida política y, por lo tanto, el sesgo, desde el punto de vista cognitivo, debe seguir la misma lógica que las evaluaciones, de lo contrario no sería posible alcanzar un balance mental en las decisiones de los individuos. Si tal y como señalan Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, p. 671) la racionalización se produce bajo un esquema de proximidad, no hay razones para pensar que la dirección y la intensidad dominen el proceso de formación de las preferencias (Westholm, 1997, p. 871; 2001, p. 468).

Dow (1998, p. 262) apunta que la función de utilidad individual requiere que la ubicación de votantes sea comparada con su propia percepción sobre la posición del partido y no respecto de una media nacional desconocida para el elector. Krämer y Rattinger (1997, pp. 5, 6), también son partidarios de esta postura. En la teoría de utilidad espacial, las diferencias en el flujo de información hacia los electores resulta central en la determinación de las preferencias de los electores respecto a los partidos y candidatos. Por ello, para Gilljam (1997a, p. 23) y Westholm (1997, p. 870) representa una paradoja que un modelo construido sobre la base de que los ciudadanos operan con bajos niveles de información, les exija conocer la ubicación exacta de los partidos políticos o candidatos en el espacio político.

¿Por qué no el uso de la media?

Por otro lado, también es difícil establecer en qué aspectos el uso de la media de la percepción de los votantes puede mejorar la validez de la prueba empírica de los modelos (Maddens, 1996; Westholm, 1997, p. 871; Merrill y Grofman, 1999, p. 176). Merrill y Grofman (1999, pp. 177-178), sostienen que es preferible el uso del posicionamiento individual dado que evita la introducción de un sesgo a favor del modelo direccional RML. Ese sesgo se puede producir en dos sentidos. En primer lugar,

la media proporciona una menor probabilidad de que la interpretación de los juicios de los electores se realice de manera coherente en una escala arbitraria. Si, por ejemplo, la media de la ubicación de un partido político cualquiera se ubica en 3 (en una escala de 1-7), y un votante que apoya a dicho partido interpretando la escala considera que su posición y la del partido está en el punto 1, el modelo direccional resulta favorecido aunque la regla de la proximidad se cumpla de manera correcta. Para ese tipo de votantes, la ubicación individual constituye una medida más exacta que la media de la percepción de todos los electores.

En segundo lugar, el posicionamiento al azar que caracteriza a algunos entrevistados desinformados tiende a arrastrar a la media hacia el punto neutro de la dimensión temática, sesgando el resultado a favor del modelo direccional RML. Este argumento se desprende del trabajo de Powell (1989, p. 284), donde se demuestra que este tipo de votante adivinador suele estar concentrado en torno al centro de la dimensión temática. Merrill y Grofman (1999, p. 177), advierten que, dada la distribución de este tipo de elector, la valoración de los votantes que se ubiquen entre la posición media del candidato y su percepción individual de la ubicación de los mismos, mostrará una mejor correlación con el modelo direccional RML que con las predicciones del esquema de proximidad. Esto se debe a que la media distorsiona la posición del candidato en relación a como es vista por los electores e introduce un sesgo relacionado con la comparación interpersonal denunciada por Westholm (1997, p. 868) y que ha sido analizada en el apartado anterior.

Alternativas al uso de la media o la percepción individual de los votantes.

En su trabajo, Powell (1989, pp. 285, 286) presenta evidencia sobre la existencia de una correlación inversa entre este tipo de error por adivinación y el grado de sofisticación política de los entrevistados (conocimiento). Ello ha contribuido al uso de otros modos de posicionamiento de partidos y candidatos que prescinden de la utilización de votantes desinformados²³. Por un lado, existe un conjunto de trabajos que abordan esta tarea mediante el uso de juicio de expertos (Laver y Hunt, 1992; Huber y

²³ Rabinowitz, Macdonald y Listhaug no son indiferentes al potencial problema descrito por Powell (1989). Por el contrario, en sus trabajos suelen efectuar comprobaciones de las medias de las percepciones de los electores respecto a medias sofisticadas. Al respecto, ver Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991, p. 1130 n12), Macdonald y Rabinowitz (1993) y Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1995b).

Inglehart, 1995; Budge, 2000; Steenbergen y Marks, 2007; Bakker *et al.*, 2015)²⁴. Por otro lado, se encuentran investigadores que se decantan por el trabajo directo con élites políticas (Platt, Poole y Rosenthal, 1992; Iversen, 1994; Maddens, 1996; Karp y Banducci, 2002; Todosijević, 2005; Alcántara, 2008)²⁵. Otra corriente más reciente trata de estimar la ubicación de los partidos mediante el análisis de sus manifiestos (Gabel y Huber, 2000; Benoit y Laver, 2007; Linhart y Shikano, 2009; Dinas y Gemenis, 2010)²⁶.

Merrill y Grofman (1997, p. 41) proponen el uso de la percepción individual sin distinción del tipo de votante pero con una corrección de los efectos de la racionalización sobre el posicionamiento de los partidos o candidatos. Para ello, la primera acción consiste en estimar la magnitud del sesgo mediante la descomposición de la varianza de la ubicación de los candidatos a lo largo de todos los votantes. En los modelos de una dimensión, si V representa la autoubicación del elector y \bar{C} la media del posicionamiento del partido o candidato, el efecto de la proyección es proporcional a $(V - \bar{C})$ si se trata del candidato favorito del elector o la misma cantidad con signo negativo si refiere a su candidato menos valorado. Dada esta presunción, se ajusta la ubicación que cada entrevistado ofrece de los candidatos sustrayendo a dicha posición el coeficiente obtenido mediante la regresión de C en $s(V - \bar{C})$, donde s representa alguna medida de apoyo del elector al respectivo partido o candidato. Merrill y Grofman (1999, p. 180) utilizan $s = \pm 1$, dependiendo si el votante vota o no a dicho partido o candidato.

Es importante señalar que estos autores ofrecen una importante evidencia de que el efecto de la racionalización constituye una parte relativamente pequeña de la variación del posicionamiento de los candidatos o partidos entre los electores (Merrill y Grofman, 1999, pp. 68, 180). Esto quiere decir que la ubicación de los actores políticos está más cerca de los puntos de la escala donde son percibidos por los votantes de forma individual y sesgada que de la media de percepción de todos los electores (Merrill y

²⁴ Un proyecto con información orientada al posicionamiento de partidos bajo esta modalidad es el *Chapel Hill Expert Survey* (<http://www.chesdata.eu/>). También es posible encontrar información de posicionamiento a partir de expertos en el proyecto *Comparative Study of Electoral Systems* (<http://www.cses.org/>).

²⁵ El proyecto de Élités Parlamentarias de la Universidad de Salamanca contiene información sobre posicionamiento de congresistas en América Latina (<http://americo.usal.es/oir/elites/>).

²⁶ Manifiesto Research Group/Comparative Manifestos Project (MRG/CMP), desarrolla diferentes actividades relacionadas con el estudio de los partidos políticos en Europa, entre ellas, su posicionamiento espacial (<https://manifestoproject.wzb.eu/>).

Grofman, 1997, p. 43). Sin embargo, es importante señalar que la magnitud del efecto que produce la racionalización no le resta importancia a sus consecuencias en la comparación entre los méritos empíricos del modelo de proximidad y el esquema de dirección RML.

Existe un conjunto de estudios que comparan ambas teorías empleando la media y el posicionamiento individual. Estos trabajos confirman que, usando los mismos datos, los resultados a favor del direccional RML están vinculados con el uso de la estrategia agregada, mientras que el empleo de la ubicación idiosincrásica tiende a favorecer al esquema clásico de proximidad (Lewis y King, 1999, p. 31; Merrill y Grofman, 1999, pp. 174-176). Rabinowitz y Macdonald (1989), Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991), Rabinowitz, Macdonald y Listhaug (1991, 1993), utilizando la media de la percepción de los electores respecto a la ubicación de los candidatos y partidos, observan que la correlación entre su modelo y las evaluaciones de los votantes en elecciones de Estados Unidos, Reino Unido, Noruega y Suecia es mejor que utilizando el posicionamiento individual que reportan los entrevistados. También Todosijević (2005) y Karp y Banducci (2002), empleando la media de la opinión de élites políticas, ofrecen evidencia a favor del modelo direccional RML. Por el contrario, otros investigadores como Pierce (1995, 1997), Merrill (1994, 1995), Merrill y Grofman (1997, 1999), Gilljam (1997b), Krämer y Rattinger (1997), Westholm (1997, 2001), Dow (1998), Lewis y King (1999), Johnston, Fournier y Jenkins (2000), Kropko (2012) y Queralt (2012), muestran cómo los resultados a favor de esa teoría se ven revertidos o son superados por el modelo de proximidad cuando se utiliza la percepción individual de los votantes en la construcción de la variable independiente. Sólo el trabajo de Fazekas y Méder (2013) evidencia resultados a favor del modelo de proximidad utilizando la media de la percepción de los electores como medida para el posicionamiento de los partidos o candidatos.

Finalmente, es importante destacar que, en lo que respecta a este supuesto, lo que está en el centro del debate es la importancia de la capacidad descriptiva de los modelos bajo examen. Específicamente, el interrogante respecto a si las percepciones, en general, deben ser tomadas en cuenta por el investigador o no. Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1997, p. 15) sostienen que tanto para el esquema direccional como para el paradigma tradicional de la teoría espacial, las percepciones *per se* son totalmente irrelevantes. Por el contrario, otro grupo de académicos siguen las

observaciones de Stokes (1963, p. 376) quien ya en su clásica crítica al modelo de Downs (1957) recomendaba el tratamiento de los fenómenos cognitivos como variables explícitas y sometidas a discusión. Bajo esta orientación, Gilljam (1997a, p. 23) defiende que cualquier presupuesto que haya sido formulado por Downs (1957), o cualquier otro académico en un contexto teórico determinado, no puede obligar a los investigadores a realizar una evaluación empírica en contra de un mejor conocimiento. En ese sentido, una teoría sobre el comportamiento humano para la cual las percepciones sean irrelevantes *per se* difícilmente puede llegar a ser una buena teoría.

Distancia city block versus distancia euclidiana (cuadrática).

Desde el punto de vista analítico, el modelo de proximidad del voto se construye en dos etapas: en primer lugar, se establece la relación entre la distancia y las preferencias por proximidad y, en segundo lugar, se determina el vínculo entre la proximidad y la elección o evaluación (Ye, Li y Leiker, 2011, p. 498). Si se utilizara una función para representar la utilidad U_{ij} que para un votante i ofrece un candidato j , la utilidad U_{ij} estaría compuesta por estas dos relaciones: $U_{ij} = d \cdot f$. Por un lado, la función d que representa la distancia entre el votante y el candidato y, por el otro, la función f que constituye el vínculo entre la proximidad y la utilidad (Eguia, 2011, p. 3). El reconocimiento de la existencia de estos vínculos constituye un hecho ampliamente extendido en la comunidad científica, sin embargo, mientras que las implicaciones teóricas y empíricas sobre la relación entre la proximidad y la elección o evaluación ha recibido una importante atención por parte de los investigadores, la correspondencia entre la distancia espacial y la preferencia por proximidad ha resultado poco estudiada por los académicos (Ye, Li y Leiker, 2011, p. 498).

En la mayor parte de los trabajos sobre teoría espacial de voto, los tipos de distancias utilizadas en la determinación de las funciones se han restringido fundamentalmente a dos: la distancia *city block* y la distancia euclidiana (cuadrática) (Westholm, 1997, p. 871). La primera representa la suma simple de las distancias entre el votante i y el candidato j en n dimensiones. Esto es:

$$\sum_{k=1}^n (i_k - j_k) \tag{2.1}$$

Por otro lado, la distancia euclidiana se define como la raíz cuadrada de la suma de las distancias cuadradas entre el votante i y el candidato j en n dimensiones.

$$\sqrt{\sum_{k=1}^n (i_k - j_k)^2} \quad (2.2)$$

Por lo tanto, la distancia euclidiana cuadrática se obtendría eliminando a la expresión anterior su raíz. Esto es:

$$\sum_{k=1}^n (i_k - j_k)^2 \quad (2.3)$$

Argumentos a favor de la distancia city block.

Westholm (1997, p. 872; 2001, p. 469) advierte que las consecuencias derivadas de la elección entre una y otra medida no son triviales. Señala que, si bien es cierto la teoría de proximidad no requiere ni favorece la utilización de ninguna de ellas, existen tres importantes razones para preferir la distancia *city block* a su alternativa euclidiana. La primera de ellas se basa en el trabajo de Ordeshook (1986, pp. 22, 23). En él se expone que la métrica *city block* refleja de manera más simple el proceso intuitivo mediante el cual los votantes comparan sus posiciones con las de los candidatos y terminan eligiendo al más cercano. Por el contrario, en la concepción euclidiana el procesamiento de esa misma información sigue una lógica mucho más compleja.

En segundo lugar, la distancia *city block* permite que la transición de la unidimensionalidad a la multidimensionalidad sea matemáticamente paralela en las dos teorías. En el caso de un modelo unidimensional, el paradigma de la direccionalidad RML se basa en el producto de las posiciones del votante y el partido o candidato, mientras que el esquema de la proximidad se construye a partir de las diferencias entre esas posiciones. Sin embargo, sólo si se adopta la métrica *city block*, bastaría la simple sumatoria de las cantidades unidimensionales respectivas para llevar a cabo la conversión de ambos modelos a una formulación multidimensional.

Tercero, la distancia *city block* no genera dificultades en el paso de un modelo de proximidad con restricciones, esto es, una ecuación donde el peso o la importancia relativa de cada una de las dimensiones esté predeterminado, a un modelo donde tal peso pueda dejarse libre para su estimación. Por el contrario, en la concepción

euclidiana la resolución de los modelos sin restricciones termina en una ecuación de regresión que se caracteriza por la no linealidad de sus parámetros. Esta es la razón por la cual se suele utilizar la versión cuadrática de esta métrica.

Desempeño de ambas métricas.

Thurner (2000, p. 495) señala que la discusión entre las distancias puede asimilarse a la discusión entre la forma cuadrática o lineal de la función de pérdida de la utilidad. La función de pérdida lineal implica que a medida que la distancia aumenta la utilidad decrece a una tasa uniforme, mientras que en la pérdida cuadrática de la utilidad esa tasa de penalización aumenta en la medida que las posiciones de los partidos o candidatos se desvían del punto ideal de preferencias del votante (Singh, 2014, p. 37). Ello trae como consecuencia que en la distancia *city block* la penalización por pequeños desacuerdos es mayor que en la métrica euclidiana y, en cuanto el alejamiento de las posturas se hace cada vez más evidente, esta situación se invierte (Ye, Li y Leiker, 2011, pp. 500, 501).

Existen pocos estudios que evalúan los méritos empíricos de ambas funciones de pérdida de utilidad respecto a la evaluación de los modelos de voto (Fantazzini y Zakharov, 2011, p. 4). Por un lado, Enelow, Mendell y Ramesh (1988), Grynaviski y Corrigan (2006) y Singh (2014) sostienen que los modelos que utilizan la distancia *city block* presentan un mejor desempeño que aquellos que utilizan la distancia euclidiana, mientras que Fantazzini y Zakharov (2011) defienden la postura contraria. Por su parte, Eguia (2009, p. 8) llama la atención sobre el hecho de que las consecuencias de la popularidad de la distancia euclidiana es inconsistente con la falta de atención mostrada por los investigadores respecto a las funciones *city block*. Sus resultados apuntan a que la utilización de la distancia lineal *city block* representa mejor las preferencias de los votantes, sin embargo, defiende que el uso de una u otra métrica debe obedecer a la actitud frente al riesgo que muestren los electores del caso bajo estudio. Ye, Li y Leiker (2011) encuentran más apropiado el uso de otro tipo de medidas.

En la casi totalidad de los casos, la conveniencia metodológica se ha impuesto como criterio de selección entre las métricas bajo discusión (Ye, Li y Leiker, 2011, p. 498). Desde este punto de vista, la principal razón por la cual Westholm (2001, p. 468) se decanta por la distancia *city block* es pragmática: la función de pérdida de utilidad

cuadrática presenta, consistentemente, un peor ajuste en los modelos de regresión. Para él, ese resultado constituye un sesgo adicional en contra de la teoría de la proximidad.

Argumentos a favor de la métrica euclidiana (cuadrática).

En los casos de Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 103), Iversen (1994, p. 51), Merrill y Grofman (1997, p. 33) y Lewis y King (1999, p. 24 n5), la utilización del cuadrado de la distancia euclidiana responde a la comparabilidad y al carácter anidado de sus modelos que combinan elementos de proximidad y dirección. La primera razón viene dada por el hecho de que el cuadrado de la distancia euclidiana es la métrica más utilizada por los investigadores. La segunda razón se vincula a que permite evaluar ambas teorías dentro de un modelo común y más general. Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, p. 685), tal y como fue descrito en el apartado teórico, descomponen el cuadrado de la distancia euclidiana de la utilidad de un votante respecto a un partido o candidato en tres términos: el cuadrado de la longitud del vector del votante, el cuadrado de la longitud del vector del partido y el doble producto escalar entre ambas variables.

La separación de estos componentes permite establecer con claridad la proporción en que la distancia está basada en el producto escalar (que representa la direccionalidad RML) y cómo difiere de este en virtud de la longitud de los vectores del elector y el partido o candidato (que representan el modelo clásico de proximidad). Según sus creadores, esta estrategia anidada asegura que las dos teorías sean consideradas en las mismas unidades de medida (unidades al cuadrado), lo que permite poner el foco en las propias teorías en lugar de extraviarse en la forma de sus funciones.

Finalmente, es importante recordar que el modelo mixto de Rabinowitz y Macdonald (1989) es equivalente, matemáticamente, al modelo *representational policy leadership* de Iversen (1994, p. 51) y, ambos, constituyen la base del modelo unificado de Merrill y Grofman (1997, p. 33). La formulación de Lewis y King (1999, p. 25) es una ecuación más general respecto a la cual el modelo mixto de Rabinowitz y Macdonald (1989) representa un caso especial. Mientras los tres primeros modelos han sido interpretados tanto como modelos de evaluación empírica como de comportamiento

de los votantes, este último esquema más general ha sido diseñado por sus creadores únicamente para la comprensión y el examen estadístico de ambas teorías.

EVALUACIÓN DE LAS TEORÍAS DE PROXIMIDAD Y DIRECCIONALIDAD RML EN EL CONTEXTO LATINOAMERICANO

Como se ha expuesto, existen criterios encontrados sobre los supuestos que se deben incluir en un modelo empírico al momento de evaluar las teorías sobre la utilidad del voto. Por un lado, se sostiene que la comparación intrapersonal, el posicionamiento individual de los partidos y candidatos y el uso de la métrica *city block* en la proximidad son supuestos que favorecen el paradigma clásico del voto. De modo contrario, se considera que la comparación interpersonal, el empleo de la media como medida objetiva de la ubicación de partidos y candidatos y el uso de la métrica euclidiana (cuadrática) en la proximidad son supuestos que tienden a beneficiar el esquema de dirección RML.

Partiendo de esta regla general, Johnston, Fournier y Jenkins (2000, p. 1148) sostienen que si un modelo sobrevive a una evaluación empírica bajo supuestos que privilegian a otro, los resultados de la teoría favorecida deberían ser considerados una evidencia empírica muy sólida respecto al caso analizado. Esta afirmación describe sus hallazgos a favor de la proximidad en su trabajo sobre las elecciones de 1993 y 1997 en Canadá. Sin embargo, es muy importante señalar que son muy escasos los estudios que toman en consideración la totalidad de los supuestos abordados en esta investigación. La inmensa mayoría de los científicos sociales se decanta, bien por una estrategia de modelización sin ir más allá de una mera justificación teórica o pragmática de su decisión, bien por la evaluación parcial de sus modelos a partir de la verificación de algún supuesto que resulte interesante para el propio investigador.

En ese contexto, resulta imprescindible destacar que si bien es cierto que uno de los principales objetivos de esta tesis es realizar la prueba empírica de las teorías sobre utilidad electoral en datos sobre América Latina, también lo es que tal evaluación se lleve a cabo abarcando la totalidad de los supuestos desarrollados en el debate expuesto. Esto permite garantizar que los resultados obtenidos ofrezcan la mayor confianza posible en cuanto a su validez pragmática. Para cumplir con esta labor, en este apartado se procederá a realizar una discriminación visual y analítica de las teorías

abordadas mediante el examen de las curvas de utilidad y las curvas de apoyo a los candidatos en cada elección analizada. A partir de ellas, es posible evaluar los efectos de la interpersonalidad o intrapersonalidad en la comparación, el uso de la media o el posicionamiento idiosincráticos de los candidatos y observar las características y las formas de las funciones donde se relacionan las diversas variables que integran los modelos. Luego, en el capítulo siguiente se abordarán los resultados de las pruebas estadísticas llevadas a cabo para comparar el desempeño de cada uno de las teorías.

Los datos utilizados en esta investigación, tal y como se expuso en anteriormente, provienen de las encuestas postelectorales realizadas en el marco del *Comparative Study of Electoral System* (2013). Específicamente, se hace uso de la información disponible sobre las elecciones presidenciales de Chile 2009, México 2006, Uruguay 2009, Perú 2011, Brasil 2006 y Brasil 2010.

Curvas de utilidad y curvas de apoyo a los candidatos.

Desde el punto de vista teórico, no cabe duda que tanto la teoría de proximidad como su alternativa la teoría direccional RML son modelos de elección individual (Westholm, 1997, p. 868). Es por ello que la función de utilidad constituye el fundamento sobre la cual se estructuran ambos esquemas. Tal y como se expuso en el capítulo teórico de este trabajo, Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 83) destacan las diferencias que existen entre la función de pico único que caracteriza la teoría espacial tradicional y la relación monótona entre las variables del paradigma de la direccionalidad RML. En el primer caso, la utilidad decrece a ambos lados del punto ideal de preferencia del votante; mientras que en la segunda función, en principio, la forma de la curva de apoyo no cambia a partir de la ubicación del elector. Esta sólo experimenta cambios en su pendiente que reflejan la intensidad de esas posiciones.

En el caso de las formulaciones mixtas, tal y como señalan Merrill y Grofman (1999, p. 44), la forma de la curva de utilidad adopta una posición intermedia entre los dos esquemas anteriores. En ellas, el pico de máxima valoración se encuentra más alejado del punto neutro de la dimensión que la posición ideal de preferencia del votante. Cabe destacar que esta forma de la función de utilidad individual en los modelos mixtos es muy similar, cumplidas ciertas condiciones, a la forma que adopta el modelo de la direccionalidad RML cuando se incluye la región de aceptabilidad respecto

a la posición de los partidos o candidatos (Iversen, 1994, p. 49). Esta similitud en el comportamiento de los modelos permite evitar los problemas derivados de la operacionalización de esta región en los esquemas direccionales mediante la construcción y evaluación de modelos mixtos, los cuales, ofrecen como ventaja adicional que el grado de combinación entre las distintas formulaciones no es fija sino que puede variar entre los individuos (Iversen, 1994, p. 49; Johnston, Fournier y Jenkins, 2000, pp. 1158, 1159).

Como regla general, es importante tener en cuenta que, tal y como señala Claassen (2007, p. 265), sólo es posible diferenciar los modelos de proximidad, direccionalidad y mixtos cuando los votantes evalúan candidatos o partidos ubicados en posiciones más extremas a las suyas y localizadas en su mismo lado de la dimensión. Esto es la consecuencia de que ambas teorías comparten predicciones similares sobre el comportamiento de la curva a la derecha de la posición del votante, cuando éste se localiza en la izquierda de la dimensión y, a la izquierda de la ubicación del elector, cuando éste se posiciona en la derecha del espacio ideológico. De manera que la diferenciación de los modelos sólo se limita a los escasos puntos de la escala donde el comportamiento de las teorías diverge²⁷.

A pesar de ello, las dificultades en este tema se presentan cuando los investigadores han intentado realizar el traslado de la curva de utilidad de un individuo a una curva de utilidad agregada de un electorado. Existen dos maneras de llevar a cabo esta tarea, las cuales, están relacionadas con los supuestos a partir de los cuales se decida llevar a cabo la evaluación de las teorías. Por un lado, tanto Westholm (1997, pp. 876-878) como Merrill y Grofman (1999, pp. 53, 58, 59) sostienen que la manera ideal de realizar el contraste entre las predicciones de ambos modelos es mediante el trazado de una línea, para cada posición *fija* del votante, que una los cruces entre la utilidad que reciben los electores (valoraciones) y las ubicaciones espaciales de los candidatos en la dimensión respectiva. Esta forma de operacionalización se ajusta mejor a la realidad de

²⁷ Es importante señalar que, desde el punto de vista analítico, el cumplimiento de esta regla sobre las predicciones de los modelos se basa en la linealidad de las funciones comparadas. Si, por ejemplo, se utiliza la métrica euclidiana cuadrática en la proximidad, las diferencias entre los modelos reaparecerá a medida que la posición de los candidatos o partidos se alejan de la postura del votante en dirección al punto neutro de la escala.

un votante que elige entre diversas opciones que rivalizan entre sí, de manera que la intrapersonalidad de la comparación queda garantizada.

La segunda manera son las curvas de apoyo partidista empleadas por Rabinowitz, Macdonald y Listhaug (Rabinowitz, Macdonald y Listhaug, 1993; Listhaug, Macdonald y Rabinowitz, 1994a, p. 115). Aarts y Aardal (2011, p. 165) definen estos gráficos como la unión de las evaluaciones que recibe cada partido o candidato por parte de los votantes ubicados en los diferentes puntos del continuo ideológico. Como se observa, en este caso los electores de cada posición de la dimensión *varían*, por lo que las curvas pueden verse afectadas por problemas derivados de la comparación interpersonal de las utilidades. A pesar de ello, estos gráficos ofrecen una idea bastante aproximada de las funciones de utilidad de los votantes, a la vez que permiten controlar los efectos de las variables no espaciales que pueden influir en la evaluación de los partidos o candidatos (Merrill y Grofman, 1999, pp. 54, 58). Esta dificultad suele presentarse en los gráficos de utilidad agregada anteriormente descritos.

Dado que los dos tipos de curvas presentan sus ventajas y desventajas, se ha optado por la construcción y el análisis de ambos gráficos en cada una de las elecciones presidenciales bajo estudio. En concreto, la base de datos de CSES (2013) contiene los tres componentes necesarios para elaborarlas: por un lado, respuestas sobre la autoubicación y el posicionamiento ideológico de los candidatos (escala de 0 a 10, donde 0 es extrema izquierda y 10 es extrema derecha) y, por el otro, respuestas sobre las valoraciones de los electores, como medida de utilidad, respecto a esos mismos candidatos (escala de 0 a 10, donde 0 es extremo disgusto y 10 extremo gusto)²⁸.

Gracias a ello, la operacionalización de las curvas de utilidad agregadas en la presente investigación han podido seguir el mismo procedimiento empleado por Westholm (1997, p. 877 fig. 4): se ha construido una curva de utilidad para cada posición ideológica de los votantes que relaciona las medias de las valoraciones que reciben todos los candidatos y las posiciones que les otorgan los electores en los 11 puntos de la escala izquierda-derecha. De igual modo, las curvas de apoyo a los candidatos se han

²⁸ Desde el punto de vista metodológico, la intrapersonalidad exige que sólo se puedan incluir en los gráficos aquellos entrevistados que responden válidamente a todas las preguntas sobre las variables que intervienen en la comparación: autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de todos los candidatos y valoración de los todos los candidatos.

podido elaborar en base a los trabajos de Rabinowitz, Macdonald y Listhaug (1993) y Merrill y Grofman (1999, pp. 55 fig. 4.1, 56 fig. 4.2): se ha dibujado una curva de apoyo para cada candidato relacionando la media de la valoración que recibe cada uno de ellos y el autopoicionamiento de los electores a lo largo de la dimensión ideológica.

Mientras que en las primeras curvas la posición del votante es fija y la ubicación de los candidatos varía, en el segundo tipo de gráfico ocurre la situación inversa. Por esta razón, tal y como advierten Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, p. 673), en las curvas de utilidad agregada no es posible conocer cuáles son los candidatos ubicados en cada uno de los 11 puntos de la dimensión izquierda-derecha. Ahora bien, el hecho de que las curvas de apoyo incorporen la media de la ubicación de los candidatos por parte de los electores y las curvas de utilidad agregada empleen el posicionamiento idiosincrásicos de los mismos, permite también un acercamiento al comportamiento del segundo supuesto del debate anteriormente desarrollado.

En ese sentido, no hay que olvidar que la exploración de estas curvas persigue, en última instancia, el hallazgo de patrones de relacionamiento entre proximidad o direccionalidad y las valoraciones que realizan los electores en América Latina. Tales patrones deben seguir las formas de las funciones de utilidad teóricamente comentadas. Esto, siguiendo el razonamiento de Thurner (2000, p. 495), abre la posibilidad para evaluar cuál es la métrica más apropiada para la determinación de la distancia en el modelo de la proximidad. Sin embargo, en la evidencia empírica sobre estos países resulta excepcional hallar pendientes regulares y patrones que se ajusten completamente al comportamiento que predicen los modelos.

Es por ello que, reconociendo esta situación, en la diferenciación de las teorías se siguen dos pautas: el primero de ellos es el criterio Claassen (2007, p. 265). Esto es que se cumpla cabalmente la predicción de alguno de los modelos en el segmento de la curva que va desde la posición del votante (en las curvas de utilidad agregada) o la ubicación objetiva del candidato (en las curvas de apoyo) y el extremo ubicado en su lado de la dimensión. Y, el segundo criterio, es que, al menos, exista una tendencia clara al aumento o disminución de las utilidades en el resto de la curva aunque presente ciertas irregularidades.

Finalmente, el examen de las curvas de utilidad agregada también permite constatar la presencia o no del fenómeno de la excentricidad y ofrece una excelente

oportunidad para introducir algunas características de las muestras que faciliten una interpretación apropiada de los hallazgos. Con esa finalidad, se ha procedido a la incorporación de un histograma de los votantes con sus respectivos descriptivos.

Caso Chile 2009.

La figura 2.2 muestra 11 gráficos, uno por cada ubicación de los electores, donde se relaciona la media de la valoración (gusto-disgusto) de los candidatos que compitieron en la elección presidencial de Chile 2009, con la ubicación que les adjudican los votantes a cada uno de ellos en la dimensión ideológica. Como se observa, en los gráficos que corresponden a las posiciones de los votantes que van de 1 a 6, el punto máximo de las valoraciones coincide con la posición de los electores. Esto constituye la característica principal de la función de pico único de la teoría clásica del voto. También se observa como las valoraciones descienden a ambos lados de cada uno de esos picos con una forma ligeramente acampanada, la cual, aunque presente un patrón irregular, parece tener un comportamiento más similar a una función cuadrática que a una ecuación lineal.

Esto no ocurre en los gráficos de los votantes que se autoubican en los puntos 7, 8, 9 y 10. En las dos primeras representaciones, el pico de las valoraciones se encuentra a la derecha de las posiciones espaciales de los electores. Por un lado, el gráfico de los votantes ubicados en el punto 7 muestra la forma propia de un modelo mixto, con un máximo de valoración más extremo que la posición de los electores y seguido de un pequeño descenso. Por otro lado, el gráfico de los votantes ubicados en 8 presenta un comportamiento cercano al patrón de la direccionalidad RML. Este se manifiesta en el ascenso monótono de las valoraciones a la derecha de la posición espacial de los electores con pico de máxima utilidad en el extremo derecho de la dimensión.

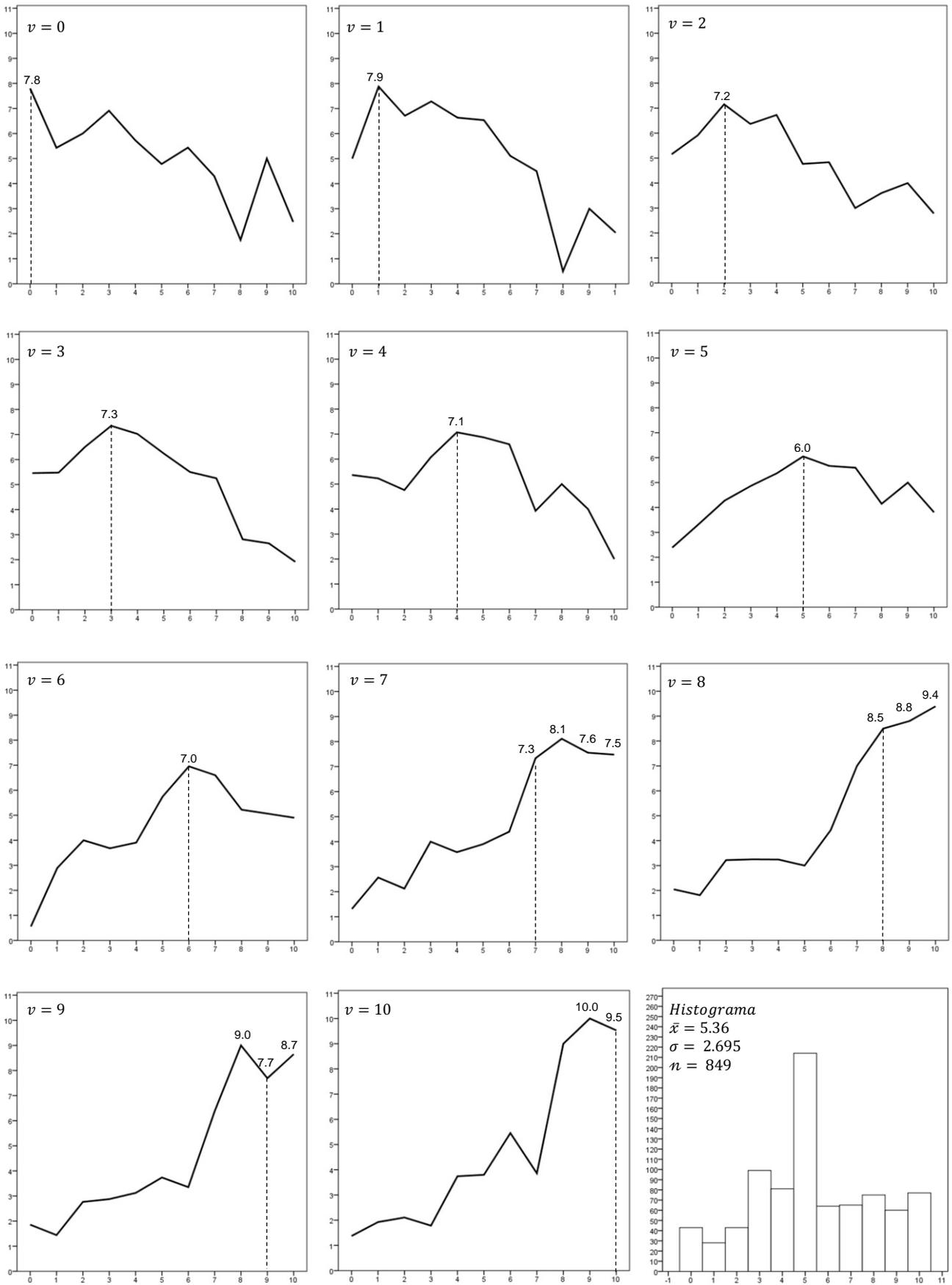


Figura 2.2. Media de la valoración de los candidatos (y) como función de sus posiciones en la dimensión ideológica (x) para cada localización del votante. Histograma de votantes. Elecciones de Chile 2009.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Un comentario adicional lo ameritan los gráficos de los votantes ubicados en los puntos 9 y 10. En ambos casos, se observa que los puntos de máxima valoración están localizados a la izquierda de las posiciones de los electores. Sobre este aspecto es importante destacar que este tipo de fluctuaciones suelen estar asociadas, en la mayoría de los casos estudiados en esta investigación, a la existencia de un reducido número de entrevistados que posicionan candidatos en esos punto de la dimensión. Esto conduce a pensar que el efecto de las mismas en los resultados de las pruebas analíticas podría ser reducido.

Ahora bien, ambos gráficos presentan una tendencia ascendente de las valoraciones con pendientes irregulares. Tomando en cuenta esta advertencia y adoptando como criterio la regla que limita la diferenciación de los modelos al segmento de la curva posterior a la posición del votante, la direccionalidad RML podría constituir el patrón de la utilidad predominante en el gráfico de los electores ubicados en 9. En cuanto a los gráficos de los votantes localizados en las posiciones 0 y 10, no es posible llevar a cabo una discriminación entre las teorías de utilidad del voto debido a que las predicciones de ambas formulaciones son idénticas en estos electores posicionados en los extremos.

Otro aspecto que es importante examinar a partir de la figura 2.2 es la presencia del patrón de la excentricidad en los datos. Como se observa, la excentricidad también parece afectar en cierto modo los gráficos, sin embargo, la irregularidad en el descenso e incremento de las valoraciones resulta incuestionable. También se observa que la proximidad no se mantiene constante en todos los gráficos como señala Westholm (1997, p. 877) para el caso noruego. De hecho, es posible afirmar que, a excepción de los votantes ubicados en el punto 6 de la dimensión, los electores que se autoubican en la izquierda política presentan curvas de utilidad ajustadas a la teoría clásica del voto, mientras los electores que se posicionan en la derecha muestran un comportamiento similar a los modelos mixtos y al paradigma direccional RML.

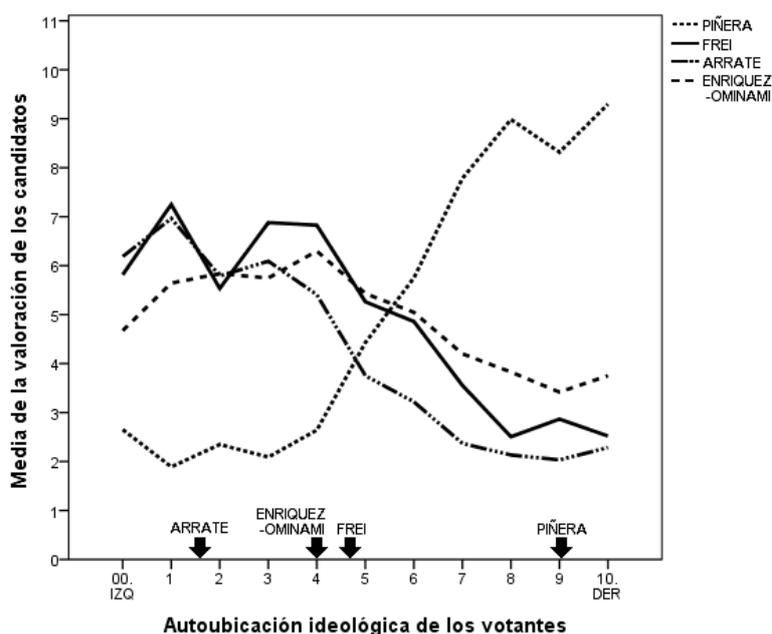
Dada esa circunstancia, se ha procedido a comparar ambos grupos en cuanto a sus valoraciones utilizando para ello la prueba U de Mann Withnney²⁹. Los resultados

²⁹ Para la definición de los grupos se ha considerado que son electores de izquierda aquellos que se autoposicionan en los valores comprendidos entre 0 y 4 y, de derecha, entre los lugares 6 y 10. Se han excluido los electores que se autoubican en el punto 5. Por otro lado, La prueba se ha construido a partir de casos. Cada caso incorporado constituye una valoración que hace un entrevistado de un candidato,

muestran que la diferencia entre las medianas de ambos grupos de electores es estadísticamente significativa, $U = 701862$, $z = -5.463$, $p = .000$; siendo superior el rango medio de las valoraciones de los votantes de izquierda (1355.68) al rango medio de las valoraciones de los electores de derecha (1197.06). Estos resultados constituyen una invitación ineludible para un posterior examen más profundo de este clivaje.

Por otro lado, el gráfico 2.1 muestra las curvas de apoyo de cada uno de los candidatos que participaron en la primera vuelta de la elección presidencial de Chile 2009: Sebastián Piñera, Eduardo Frei, Jorge Arrate y Marco Enríquez-Ominami. En este caso el gráfico se construye representando las valoraciones (gusto-disgusto) de estos candidatos en función de la autoubicación ideológica de los electores. También se ha incorporado la posición media de los candidatos para llevar a cabo de forma adecuada el contraste entre ambas teorías.

Gráfico 2.1. Media de la valoración de los candidatos en función de la posición del votante en la dimensión ideológica. Chile 2009.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

por lo que se incluyen en el procedimiento tantas valoraciones por individuo como candidatos compiten en la elección respectiva. El número total de casos para esta elección presidencial es de 2540 valoraciones, de las cuales, 1176 corresponden a los votantes de la izquierda y 1364 a electores de la derecha. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoposicionamiento, posicionamiento de candidatos y valoración de los candidatos.

El primer aspecto que llama la atención de este gráfico es la pronunciada pendiente de las valoraciones del candidato Piñera a partir del punto 4 de la dimensión ideológica. Ello, dada su ubicación media cercana al valor 9 en la extrema derecha, resulta bastante congruente con las predicciones del modelo direccional RML. En cuanto a la forma de la curva es de advertir que presenta un patrón bastante sigmoideo aunque, como se observa, hace pico en el punto 10 de la dimensión a la derecha de la posición media del candidato³⁰. Ello refuerza el carácter direccional de su curva de apoyo aunque no se cumpla cabalmente la condición referida a la monotonía en el ascenso de la utilidad.

Piñera es el único candidato a la derecha de la dimensión en esta elección, el resto están ubicados en la izquierda ideológica. Esto permite explicar los resultados sobre los rangos medios arrojados por la prueba U de Mann Whitney. Como se observa, las valoraciones de los candidatos de izquierda permanecen agrupadas a lo largo del recorrido de toda la dimensión, por lo cual, el rango medio de los votantes ubicados en los puntos que van de 6 a 10 tiende a bajar por el peso de las evaluaciones de estos tres candidatos. Lo contrario ocurre con el rango medio de los votantes ubicados en las posiciones de 0 a 4, donde los tres candidatos de izquierda agrupados ejercer una fuerza de atracción hacia la parte superior de la escala de valoración.

Sin embargo, más allá de esta agrupación de las evaluaciones de los candidatos de izquierda, estos políticos presentan ciertas diferencias en cuanto a la forma de sus curvas de apoyo. En el caso de Enríquez-Ominami, el punto máximo de valoración coincide con la ubicación objetiva que le otorgan los electores, por lo que, la predicción se ajusta totalmente a lo que establece la teoría clásica del voto. Distinto es lo que sucede en el caso de los candidatos Arrate y Frei. El primero de ellos, presenta una línea de apoyo con menos altibajos que el segundo: el ascenso en dirección a la izquierda es más o menos regular y presenta un cambio de pendiente luego de hacer pico en el lugar de máxima valoración en el punto 1 de la dimensión. Esto sugiere la presencia de un

³⁰ Hasta cierto punto, una aproximación a la forma sigmoidea de la función también se presenta en otros candidatos que participaron en dicha elección, los cuales, por estar ubicados a la izquierda de la dimensión, presentan dicho patrón de forma invertida (gráfico 2.1). También está presente en los gráficos de utilidad agregada de los votantes ubicados en los puntos 7, 8, 9 y 10 (fig. 3.2). La presencia de esa forma en las curvas podría ser el reflejo de que la relación entre la posición del votante y la ubicación de los partidos tiene, en algunos casos, la forma de una función logística. En esa dirección apunta el trabajo Granberg y Gilljam (1997, p. 42) sobre Suecia.

modelo mixto aunque, quizás, dada la radicalización de su posición ideológica, se observe en las pruebas estadísticas un fuerte componente direccional.

Por su parte, Frei presenta una ubicación media bastante más cercana al centro de la dimensión ideológica y un punto máximo de valoración un poco superior al que presenta el candidato Arrate en 1. Sin embargo, las valoraciones que presentan los puntos 3 y 4 son bastantes cercanas al máximo, mientras que las evaluaciones de los puntos 0 y 2 caen. En principio, la falta de un ascenso monótono en el segmento izquierdo de la dimensión y la centralidad de su ubicación objetiva favorecen un modelo de proximidad pero el hecho de que todas las utilidades posteriores a la posición objetiva del candidato son superiores a las registradas en dicho punto también favorece a la direccionalidad. En este caso, las irregularidades que muestra su curva de apoyo dificultan la discriminación visual entre ambas teorías de utilidad.

Caso México 2006.

La muestra de México presenta una importante particularidad respecto a la distribución de los votantes en la dimensión ideológica: 70.80% de electores se autodefinen como de derecha mientras que sólo un 15.56% se autoposiciona en la izquierda. Esto se refleja en una asimetría negativa pronunciada con una media muestral de 7.07, tal y como se muestra el histograma de la Figura 2.3. En dicha representación, al igual que en el caso de Chile, se presentan además 11 gráficos, uno para cada posición fija de los votantes, donde se relaciona la media de las valoraciones (gusto-disgusto) de los candidatos con la posición ideológica que les otorgan los electores en la elección presidencial de México 2006.

Como se observa, los gráficos de los electores posicionados en los puntos 0, 2, 3 y 4 no muestran ningún patrón diferenciador entre los modelos de utilidad del voto bajo examen. Sólo el gráfico de los votantes posicionados en 1 presenta un pico máximo de utilidad cónsono con la predicción del paradigma clásico de la proximidad. Tampoco es posible llevar a cabo la discriminación entre dichas formulaciones a partir de la gráfica de los votantes ubicados en la posición 5. Esta localización equivale al punto neutro en la teoría direccional RML y simboliza la ausencia de interés por parte del votante en el tema representado en la dimensión respectiva (la ideología).

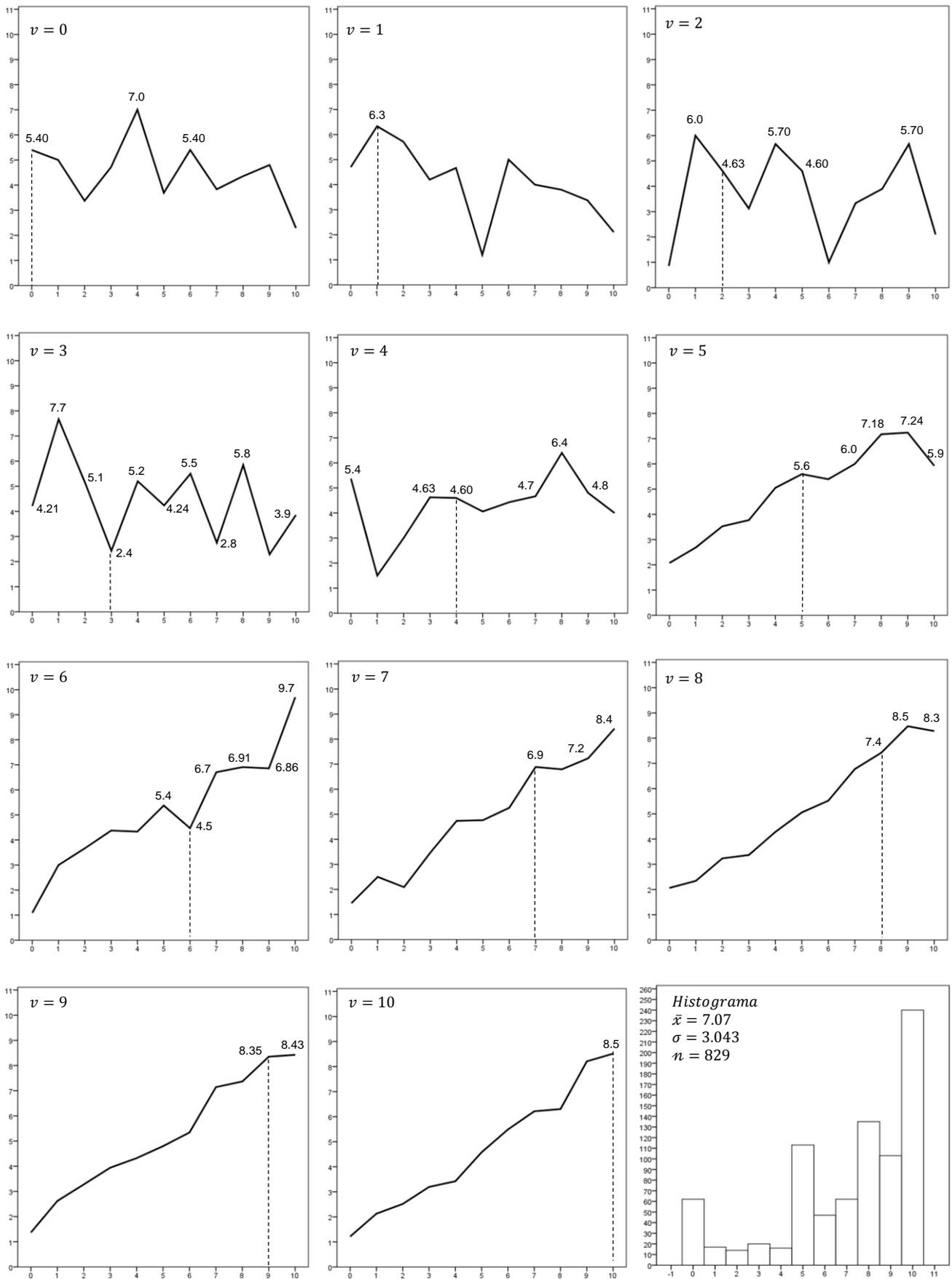


Figura 2.3. Media de la valoración de los candidatos (y) como función de sus posiciones en la dimensión ideológica (x) para cada localización del votante. Histograma de votantes. Elecciones de México 2006.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Sin embargo, desde el punto de vista empírico, este gráfico muestra las características de un modelo mixto respecto a los candidatos ubicados a la derecha del espacio político. Presenta un ascenso monótono de las utilidades y un cambio de pendiente en el punto 9 de la dimensión. Evidencia como esta favorece la tesis de Granberg y Gilljam (1997, p. 33) que considera poco plausible esta hipótesis de neutralidad de los votantes del centro frente a la radicalización de partidos o candidatos.

Por otro lado, no ocurre lo mismo con los votantes ubicados en las posiciones 6, 7 y 9. En todos esos gráficos, el ascenso monótono de las valoraciones hasta la posición 10 de la dimensión favorece claramente al modelo direccional RML. Así mismo, el gráfico de los votantes ubicados en 8 también presenta un fuerte componente de este modelo, solo que el leve cambio de pendiente en el punto 9 inclina la evidencia empírica a favor de una formulación mixta. En lo que respecta al gráfico de los votantes ubicados en 10, la pendiente y la forma de la línea, a diferencia de lo que ocurre con los votantes ubicados en 0, son cónsonas con las predicciones de ambos modelos, aunque no sea posible realizar una distinción entre ambas teorías a partir de ello.

Otro aspecto que amerita verificación es la presencia de la excentricidad en los gráficos estudiados. Como se observa, es evidente que las valoraciones de los votantes que se autoubican en la izquierda política no muestran ningún tipo de orden en ese sentido. Sin embargo, los votantes de la derecha sí muestran un patrón excéntrico bien definido. A pesar de que en el gráfico de los votantes ubicados en 6 ocurre una caída en las valoraciones respecto al gráfico de los votantes posicionados en 5, las evaluaciones de los candidatos hechas por los votantes que se ubican en las posiciones 6, 7, 8, 9 y 10 aumentan de forma progresiva (de 4.5 a 8.5) conforme el votante se aleja del centro de la dimensión ideológica.

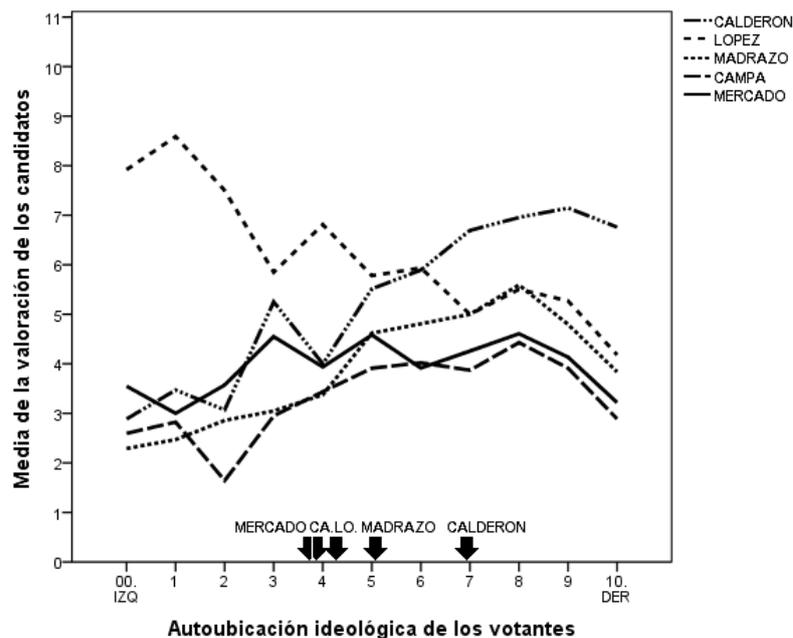
La ausencia de hallazgos en los gráficos de los votantes de izquierda y su número en la presente muestra avalan, nuevamente, el empleo de la prueba U de Mann Whitney³¹. Esta permite determinar si es posible, al menos, diferenciarles respecto a los

³¹ Para la definición de los grupos se ha considerado que son electores de izquierda aquellos que se autoposicionan en los valores comprendidos entre 0 y 4 y, de derecha, entre los lugares 6 y 10. Se han excluido los electores que se autoubican en el punto 5. Por otro lado, la prueba se ha construido a partir de casos. Cada caso incorporado constituye una valoración que hace un entrevistado de un candidato, por lo que se incluyen en el procedimiento tantas valoraciones por individuo como candidatos compiten en la elección respectiva. El número total de casos para esta elección presidencial es de 3580 valoraciones, de las cuales, 645 corresponden a los votantes de la izquierda y 2935 a electores de la derecha. Se han

electores de la derecha en cuanto a sus valoraciones sobre los candidatos. Los resultados de este procedimiento señalan que la divergencia entre las medianas de ambos grupos es estadísticamente significativa, $U = 828528.5, z = -5.014, p = .000$; siendo superior el rango medio de las evaluaciones de los votantes de derecha (1830.71) al rango medio de las valoraciones de los electores de izquierda (1607.54).

El gráfico 2.2 resulta más ilustrativo en ese sentido. En esta representación se muestra la media de la evaluación (gusto-disgusto) de los candidatos en función de la autoubicación ideológica de los votantes mexicanos. También se refleja la media de la ubicación de los candidatos por parte de los electores como medida objetiva de su localización en esta dimensión. Los candidatos considerados son Felipe Calderón, Andrés López, Roberto Madrazo, Roberto Campa y Patricia Mercado.

Gráfico 2.2. Media de la valoración de los candidatos en función de la posición del votante en la dimensión ideológica. México 2006.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Similar a lo que sucede con la elección presidencial chilena de 2009, a pesar de que la valoración de López es bastante alta a la izquierda de la dimensión, las bajas puntuaciones que recibe el resto de candidatos por parte de los votantes de ese segmento explica el hecho de que el rango medio de este grupo de electores caiga. Por

incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoposicionamiento, posicionamiento de candidatos y valoración de los candidatos.

lo contrario, en la derecha existe menos dispersión entre las valoraciones y, en conjunto, se observan sólo utilidades medias y medias altas para todos los candidatos que participan en esta elección.

En relación a las curvas de apoyo de cada uno de los candidatos, llama la atención que Campa, teniendo como ubicación media el punto 3.89 de la dimensión, recibe la máxima valoración por parte de los votantes ubicados en la posición 8. En esta situación existen varios elementos a tomar en cuenta para la discriminación de los modelos. En primer lugar, la predicción de ambos modelos es contraria al comportamiento que muestra la curva de apoyo de este candidato: las utilidades, en lugar de disminuir en la medida que los votantes se posicionan más a la derecha de la ubicación objetiva del candidato, aumentan hasta la posición 8 de la dimensión y luego caen nuevamente. Esto, como se ha expuesto anteriormente, perjudica el ajuste de ambos modelos, de manera que sólo queda, en segundo lugar, la discriminación entre ambas formulaciones a partir del segmento de las curvas que está a la izquierda de la posición media del candidato. En ese tramo de la dimensión, se observa que la utilidad desciende con cambios de pendientes en los puntos 1 y 2, lo cual, tampoco se ajusta al comportamiento de las curvas que predicen estos modelos bajo estudio.

Por otro lado, el caso de Mercado muestra un patrón diferente pero no menos complicado de interpretar. Tomando en cuenta que la percepción media de los electores sitúa a esta candidata en el punto 3.82 de la dimensión, las utilidades de los electores ubicados a la izquierda de esta posición muestran un patrón irregular que dificulta la decantación visual por alguna de las teorías de utilidad del voto. Este tramo se caracteriza por la existencia de un pico en el punto 3, seguido de un descenso de las utilidades de los electores ubicados en 2 y con un ligero cambio de pendiente en la posición 1. Este comportamiento no se ajusta a ninguna de las predicciones teóricas de los modelos descritos con anterioridad. También, es importante señalar, que desde la posición 4 hasta el punto 9, las valoraciones muestran altibajos que superan en muy poco el medio punto de diferencia y, únicamente, en la posición 10 se produce una caída de la utilidad por debajo de este nivel. Este patrón a la derecha de la posición objetiva de la candidata también es contrario a la predicción de descenso monótono de las valoraciones a medida que se aleja la posición del votante en el espacio político.

En el caso de Campa y Mercado, llama poderosamente la atención que, estando ambos candidatos ubicados objetivamente en la izquierda ideológica, reciban valoraciones tan altas por parte de los electores ubicados al otro lado de la dimensión temática. De hecho, todas las puntuaciones de los votantes de la derecha, exceptuando las de los electores de la posición 10 (donde la valoración es igual a la de su posición objetiva), son superiores a las valoraciones que recibe el candidato Campa por parte de los votantes de la izquierda. Ello, unido a que el rango medio de las valoraciones de los electores de derecha es superior al de los votantes de izquierda, invita a considerar el efecto de factores *non policy* que pudieran estar influyendo sobre la utilidad (y el intercepto) de este grupo de electores.

Por otro lado, las curvas de apoyo de los candidatos Calderón y Madrazo muestran patrones de comportamiento característicos de los modelos mixtos. En el caso de Calderón la curva asciende de forma irregular en el tramo de la izquierda y luego se vuelve uniforme hasta hacer pico de máxima valoración en la posición 9 del espacio ideológico. Por lo contrario, el ascenso de la curva de Madrazo es monótona desde el punto 0 al 8 de la dimensión. Allí experimenta un cambio de pendiente con un descenso de las evaluaciones que también presenta una pendiente regular. En ambos casos, las ubicaciones objetivas de los candidatos son anteriores a las posiciones de los votantes que reportan los picos de máxima utilidad. Finalmente, la curva de apoyo del candidato López presenta una tendencia de aumento de las utilidades bastante pronunciado en dirección derecha-izquierda. Sin embargo, el tramo de la curva anterior a su posición objetiva presenta cambios de pendientes en los puntos 1, 3 y 4, lo cual, no coincide con los comportamiento que predicen los modelos analizados.

Caso Uruguay 2009.

La muestra sobre la elección presidencial de Uruguay en 2009 tiene una distribución ideológica de los votantes inversa a la muestra de México 2006. En ella, la cantidad de electores que se autodefinen de izquierda es de 52.32%, mientras que los votantes de derecha son un 27.32%. La media muestral es 4.3. También es menor la cantidad de electores que cumplen el requisito de la intrapersonalidad que exige que el entrevistado incluido en el análisis haya respondido válidamente a las preguntas sobre autoposicionamiento ideológico y ubicación ideológica y valoración de cada uno de los

candidatos³². Este aspecto trae como consecuencia que, al segmentar los electores según su posición ideológica en una dimensión de 11 puntos, las curvas de utilidad pierdan la regularidad que le confiere el uso de la media. Así se observa, especialmente, en aquellos casos donde esta medida deja de ser un promedio de varios puntajes para reflejar una única valoración.

La figura 2.4 presenta esta distorsión en casi todas las curvas de utilidad. En esta representación, los gráficos de los votantes ubicados en los puntos 1, 2, 4 y 5 muestran un pico de máxima utilidad en la localización del votante, lo cual, es cónsono con la predicción del modelo clásico de proximidad. Sin embargo, las pendientes de estas curvas son bastante irregulares y, en consecuencia, tampoco se observa ningún patrón de excentricidad en las valoraciones de este grupo de votantes. Lo contrario ocurre con el gráfico de los electores posicionados en punto 3 de la dimensión ideológica, el cual, muestra una curva con un ascenso más o menos regular hasta el punto 1 donde ocurre un cambio en la pendiente que transforma el modelo de direccional a mixto.

Por otro lado, en los gráficos de los electores de la derecha las alteraciones que sufre la pendiente de la línea parecen acentuarse. En ese sentido, a pesar de que las representaciones de los electores posicionados en 6 y 7 muestran tendencia al aumento de las utilidades del extremo izquierdo al derecho, ninguna de las dos curvas se comportan según las predicciones de los modelos estudiados. Lo mismo ocurre con el gráfico de los votantes posicionados en 8 donde, a pesar de que el segmento posterior a la posición del votante se comporta como un modelo mixto, la curva es tan irregular en el resto de la dimensión que el gráfico refleja más una falta de potencial descriptivo de las teorías que de una rivalidad entre ellas.

³² Aunque no es lo ideal, existen estudios sobre otros países con muestras conformadas por un número de electores similar a las utilizadas en este caso. En Merrill y Grofman (1999) se aborda el estudio de las elecciones de 1980 de los Estados Unidos con una $n = 429$.

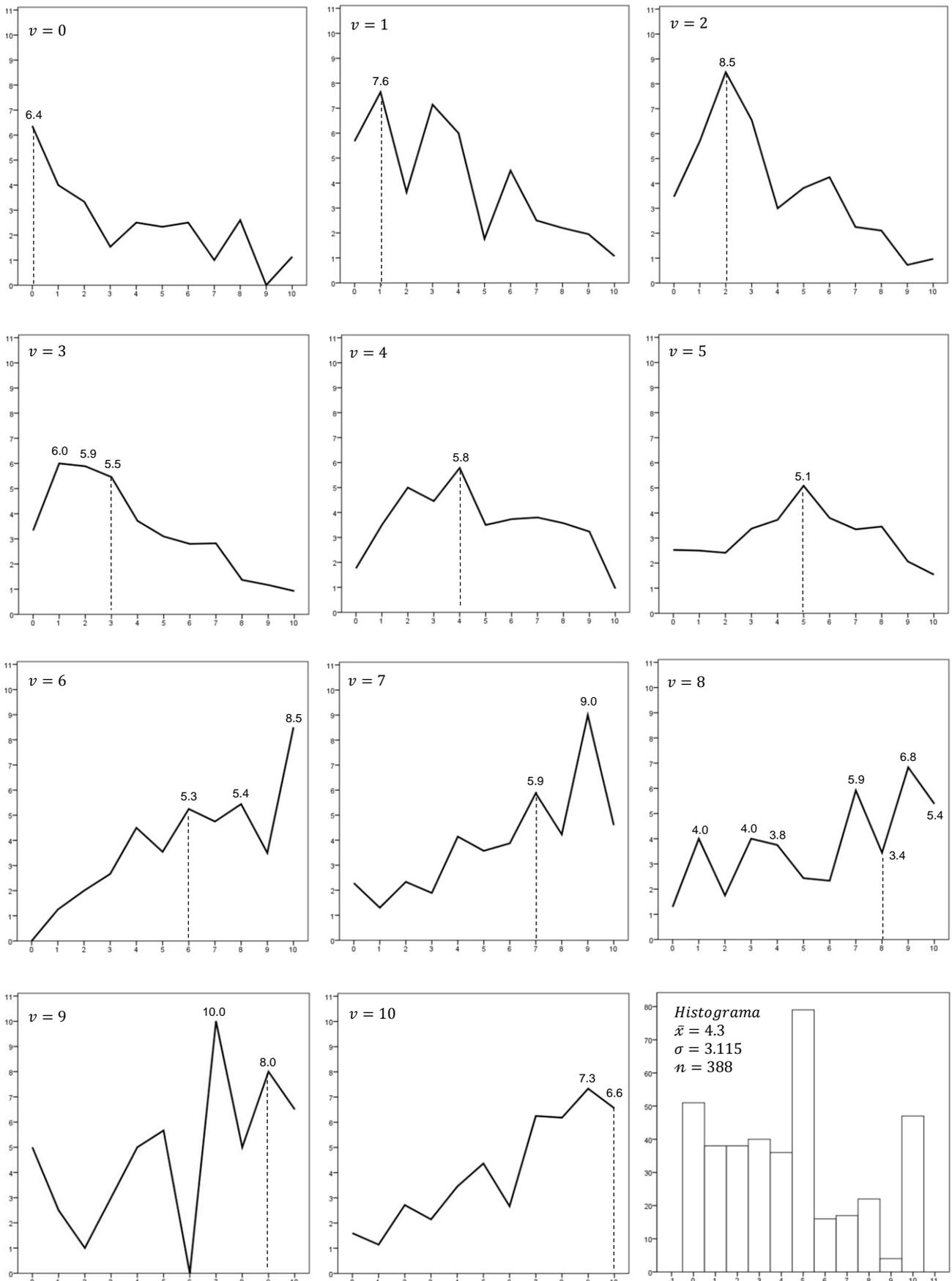


Figura 2.4. Media de la valoración de los candidatos (y) como función de sus posiciones en la dimensión ideológica (x) para cada localización del votante. Histograma de votantes. Elecciones de Uruguay 2009.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Otro aspecto a destacar es que el gráfico de los electores ubicados en 9 sólo incluye 4 entrevistados, de allí la gran distorsión que presenta la curva de utilidad. Esta escasez de evaluaciones imposibilita determinar qué patrón puede predominar en estos votantes con sólo una inspección visual de la misma. Finalmente, es importante recordar que las curvas de utilidad de los votantes ubicados en 0 y 10 no permiten la discriminación de los modelos de evaluación electoral dada la similitud de las predicciones de ambos paradigmas. Tampoco se observa ningún tipo de excentricidad en este segmento de la dimensión ideológica.

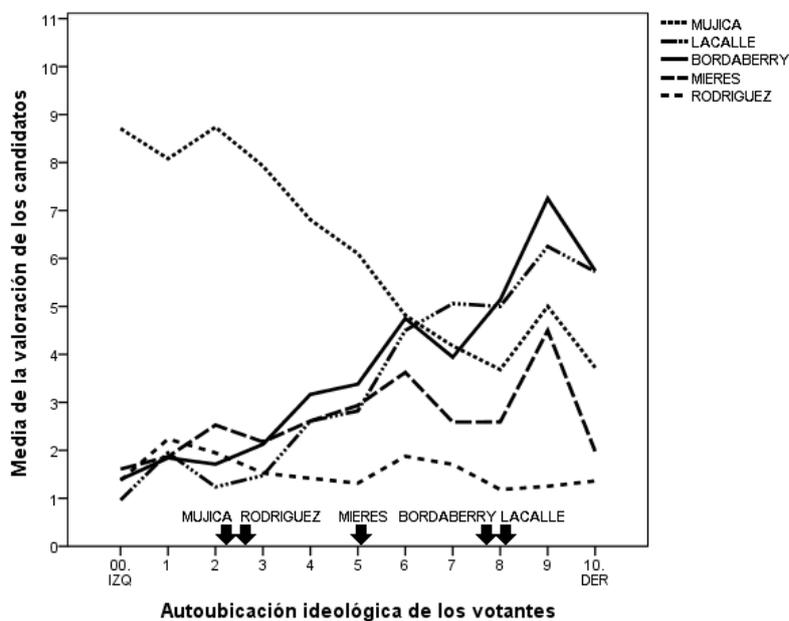
Para un análisis más profundo de este caso, se ha recurrido, una vez más, a la prueba U de Mann Whitney³³. Este procedimiento permite determinar la importancia estadística de la diferencia que existe, en cuanto a las valoraciones, entre los electores de izquierda y los votantes de derecha en esta elección. Aplicada la prueba, los resultados muestran que la divergencia entre las medianas de las distribuciones de las utilidades de estos grupos es estadísticamente significativa, $U = 241799, z = -3.343, p = 001$. En este sentido, el rango medio de las valoraciones de los votantes de izquierda (746.23) es menor que el rango medio de las evaluaciones de los electores de derecha (824.28).

Estos resultados son cónsonos con la evidencia empírica que se desprende de las curvas de apoyo de los candidatos representadas en el gráfico 2.3. En él, se plasma la media de las valoraciones (gusto-disgusto) de los candidatos uruguayos de la elección presidencial de 2009 en función de las posiciones de los electores en la dimensión izquierda-derecha. Al igual que sucede en el caso de México 2006, el peso de un grupo de candidatos conformado, esta vez, por Bordaberry, Lacalle, Mieres y Rodríguez provoca el descenso del rango medio de las valoraciones de los votantes de izquierda a pesar de la alta evaluación que recibe Mujica por parte de dichos electores. Lo opuesto ocurre con el rango medio de las utilidades de los votantes de la derecha. En este

³³ Para la definición de los grupos se ha considerado que son electores de izquierda aquellos que se autoposicionan en los valores comprendidos entre 0 y 4 y, de derecha, entre los lugares 6 y 10. Se han excluido los electores que se autoubican en el punto 5. Por otro lado, la prueba se ha construido a partir de casos. Cada caso incorporado constituye una valoración que hace un entrevistado de un candidato, por lo que se incluyen en el procedimiento tantas valoraciones por individuo como candidatos compiten en la elección respectiva. El número total de casos para esta elección presidencial es de 1545 valoraciones, de las cuales, 1015 corresponden a los votantes de la izquierda y 530 a electores de la derecha. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoposicionamiento, posicionamiento de candidatos y valoración de los candidatos.

segmento de la dimensión no existe un grupo de candidatos marcadamente influyente que afecte los resultados obtenidos mediante la aplicación de la prueba.

Gráfico 2.3. Media de la valoración de los candidatos en función de la posición del votante en la dimensión ideológica. Uruguay 2009.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

En cuanto al análisis de las curvas de apoyos de los candidatos, resulta importante destacar, nuevamente, el efecto de la ausencia de votantes en la posición 9 de la dimensión. Como se observa, en este punto, a excepción del candidato Rodríguez, las valoraciones aumentan de manera considerable creando unos picos que pudieran afectar la discriminación entre las teorías de utilidad del voto. Tomando en consideración esta advertencia, los candidatos ubicados en la derecha de la dimensión, específicamente, Lacalle y Bordaberry presentan patrones de pendientes más o menos irregulares pero con formas cercanas a las que caracterizan a las formulaciones mixtas.

No obstante, si estos escasos electores pierden importancia en las pruebas estadísticas y considerando las tendencias de las curvas, los modelos pudieran tender a la direccionalidad en el caso de estos candidatos, bien por el peso de las posiciones objetivas extremas, bien porque los puntajes de las utilidades en la posición 10 son superiores a los registrados en sus posiciones medias. En el caso de Mieres, dado que las condiciones son opuestas, el modelo tendería a una formulación mixta, bien por la centralidad que caracteriza su posición objetiva y el pico de utilidad en los votantes ubicados en 6, bien porque el puntaje de las valoraciones en la localización 10 es menor

que la observada en su ubicación media. Fuera de ese supuesto, la curva de este candidato no cumple con ninguna de las predicciones de las teorías descritas hasta el momento.

Mujica por su parte, presenta una línea de apoyo con un pico muy cercano al punto 2, posición donde se ubican los votantes que le conceden su máxima valoración. Sin embargo, previa una caída de las utilidades en el punto 1, esta valoración se repite nuevamente en los votantes posicionados en 0. Ello refleja una combinación de condiciones de ambas teorías. Por un lado, el punto de máxima valoración del candidato registrado en su ubicación objetiva no es superado por las valoraciones de votantes más extremos (proximidad) y, por el otro lado, la posición media del candidato está bastante alejada del punto neutro de la dimensión (direccionalidad). En este sentido, el predominio de alguno de estas características no es posible establecerlo dentro de las limitaciones que impone una exploración visual de los datos.

Finalmente, Rodríguez presenta una línea de apoyo prácticamente horizontal (pendiente cercana a cero) a lo largo de todo el recorrido de la dimensión ideológica. No obstante, existe una ligera subida que marca un pico de máxima utilidad por parte de los votantes ubicados en la posición 1. Dado que la posición media de este candidato se encuentra en el punto 2.65, la curva cumple con las condiciones que caracterizan las formulaciones mixtas, a pesar de que tales condiciones se presenten con muy poca intensidad.

Caso Perú 2011.

La figura 2.5 muestra las curvas de utilidad agregada para cada una de las 11 posiciones que ocupan los electores peruanos en el espacio ideológico. Estas representaciones muestran las medias de las valoraciones (como medida de utilidad) de los candidatos de la elección presidencial peruana de 2011 en función de la posición que les otorgan los electores a lo largo de la dimensión izquierda-derecha. Al igual que ocurre con la figura 2.3 referente al caso de las elecciones mexicanas de 2006, los gráficos correspondientes a las curvas de los votantes de izquierda presentan muchas dificultades para la discriminación visual de las teorías de utilidad del voto. Sus patrones son muy irregulares y se comportan de forma contradictoria en cuanto a las predicciones que caracterizan los modelos bajo examen.

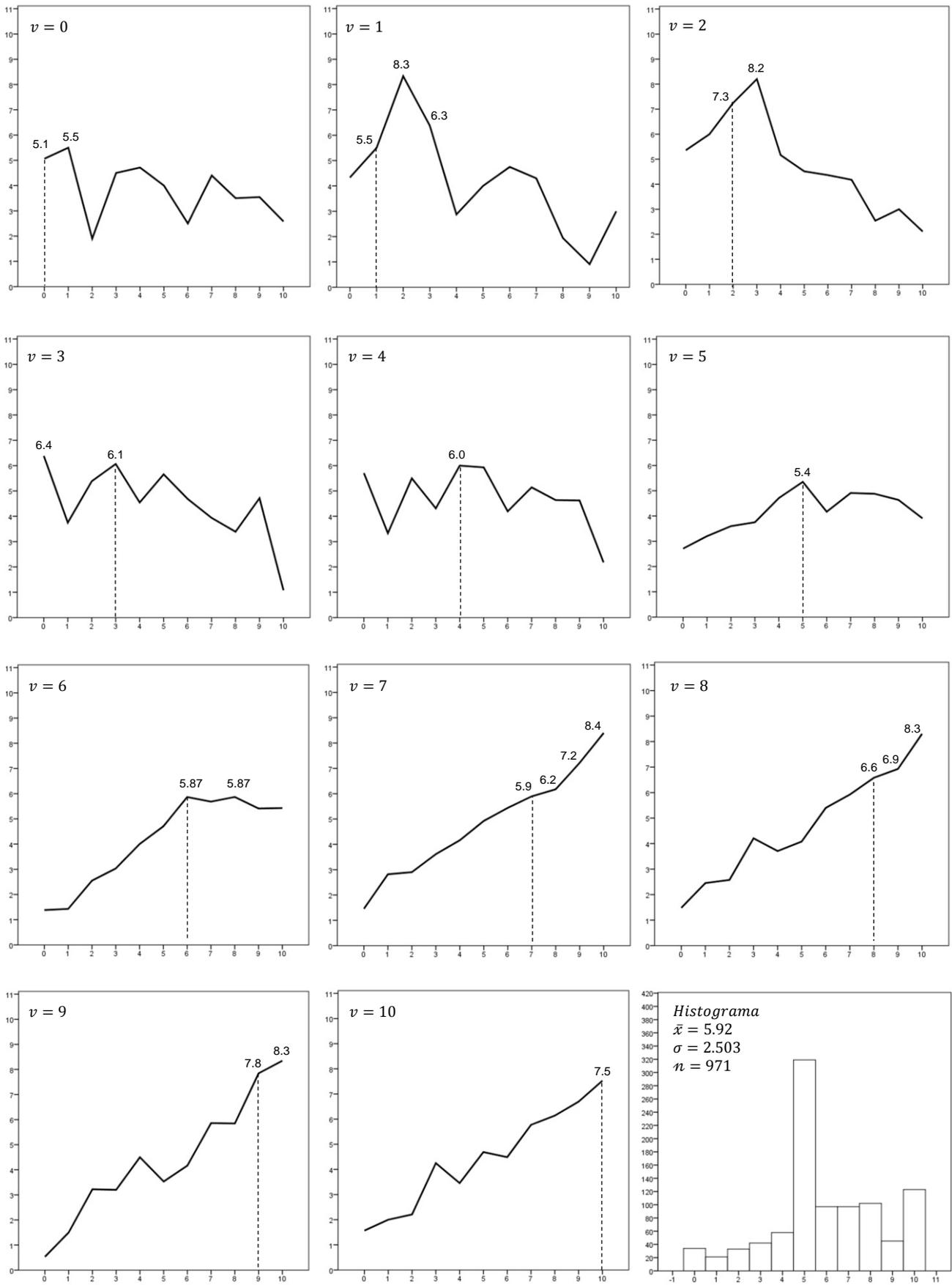


Figura 2.5. Media de la valoración de los candidatos (y) como función de sus posiciones en la dimensión ideológica (x) para cada localización del votante. Histograma de votantes. Elecciones de Perú 2011.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Tomando en consideración esta advertencia, los gráficos de los votantes ubicados en 4 y 5 presentan puntos de máxima valoración congruentes con la posición de los electores, aunque las formas de las funciones muestran alteraciones importantes en sus pendientes. Por otro lado, si tomamos en cuenta la regla de diferenciación que fija como punto de referencia la posición del votante, los gráficos de los electores posicionados en 1 y 2 también tenderían a favorecer el modelo clásico de proximidad. En este caso, el descenso de las utilidades a la izquierda de la posición de los electores parece manifestarse en la tendencia pero la irregularidad de la pendiente debe tenerse muy presente.

Lo contrario ocurre con las representaciones de los votantes ubicados en la derecha de la dimensión ideológica. Estos gráficos presentan formas mucho más regulares y una mayor claridad en cuanto al modelo de voto que explica las valoraciones en cada uno de ellos. Por su parte, los votantes ubicados en la posición 6 presentan un puntaje de máxima utilidad que se mantiene más o menos constante desde la localización de estos electores hasta las posición 8 y, luego, desciende ligeramente. Esta función refleja el predominio de un modelo mixto con un fuerte componente de proximidad, mientras que en los gráficos de los votantes posicionados en 7, 8 y 9, la curva presenta, claramente, la forma de un modelo direccional RML. En estos últimos, resulta evidente como se produce el aumento más o menos monótono de las utilidades con picos de máxima valoración ubicados en el extremo de la dimensión. Finalmente, tal y como se ha expresado en los casos anteriores, los modelos de los votantes localizados en 0 y 10 no permiten la discriminación visual de los modelos de utilidad del voto.

En cuanto a la excentricidad, es importante destacar que, como en el caso de México 2006, este patrón sólo se observa en los votantes del centro y la derecha, con un predominio del modelo de la direccionalidad RML. También se evidencia que en los electores de la posición 10 la utilidad presenta un ligero descenso. En este sentido, resulta imprescindible señalar que el histograma de los votantes muestra un mayor número de electores de derecha que de izquierda, aunque la media muestral sea de apenas 5.92, dada la gran cantidad de electores que se autoubican en la posición 5 de la dimensión.

Una vez más, las divergencias entre las valoraciones de los electores de la derecha y la izquierda invitan a la utilización de la prueba U de Mann Whitney³⁴. El resultado arroja que la diferencia entre las medianas de las distribuciones de las utilidades de ambos grupos es estadísticamente significativa, $U = 968597, z = -5.046, p = 000$; donde el rango medio de las valoraciones de los votantes de izquierda (1500.92) es menor al rango medio de las evaluaciones de los electores de derecha (1683).

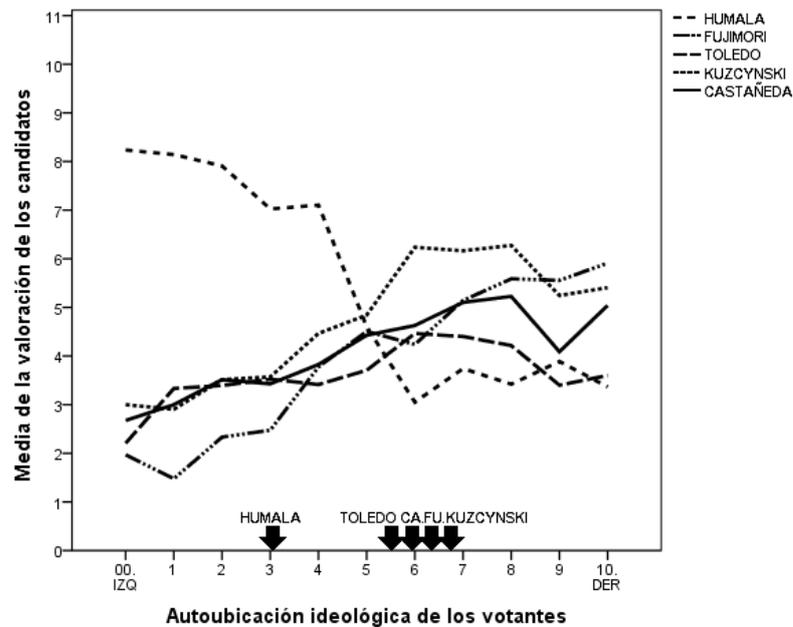
El gráfico 2.4 muestra las medias de las valoraciones (gusto-disgusto) de los candidatos que participaron en la elección presidencial de Perú 2011 en función de la posición que ocupan los electores de ese país en la dimensión ideológica. Estos candidatos son Ollanta Humala, Keiko Fujimori, Alejandro Toledo, Pedro Kuczynski y Luis Castañeda. Al igual que el caso de México 2006 y Uruguay 2009, existe un único candidato en la izquierda que concentra el máximo de las valoraciones de los electores en ese lado de la dimensión. En este país se trata del candidato Humala, quien a su vez, es el único de los cinco candidatos que es posicionado a la izquierda ideológica por parte de los entrevistados que conforman la muestra de esta elección. Esta característica del gráfico, donde un solo candidato obtiene una valoración alta y el resto recibe evaluaciones bajas, provoca un descenso del rango medio de las utilidades este grupo de votantes, mientras que el rango medio de los electores de la derecha se mantiene concentrado en torno a las valoraciones medias que reciben todos los candidatos por parte de este sector.

En cuanto a las curvas de apoyo de cada uno de los candidatos, tanto Humala como Fujimori presentan comportamientos cónsonos con las predicciones del modelo de la direccionalidad MRL: ubicaciones medias de los candidatos seguidas por aumentos de las valoraciones en la medida que las posiciones de los votantes se vuelven más extremas. En el caso de Fujimori, el aumento de las valoraciones es prácticamente

³⁴ Para la definición de los grupos se ha considerado que son electores de izquierda aquellos que se autoposicionan en los valores comprendidos entre 0 y 4 y, de derecha, entre los lugares 6 y 10. Se han excluido los electores que se autoubican en el punto 5. Por otro lado, la prueba se ha construido a partir de casos. Cada caso incorporado constituye una valoración que hace un entrevistado de un candidato, por lo que se incluyen en el procedimiento tantas valoraciones por individuo como candidatos compiten en la elección respectiva. El número total de casos para esta elección presidencial es de 3260 valoraciones, de las cuales, 940 corresponden a los votantes de la izquierda y 2320 a electores de la derecha. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoposicionamiento, posicionamiento de candidatos y valoración de los candidatos.

monótono a lo largo de toda la dimensión, mientras que el caso de Humala se presenta nuevamente la forma de “s” invertida característica de la función logística a la que se ha hecho referencia con anterioridad.

Gráfico 2.4. Media de la valoración de los candidatos en función de la posición del votante en la dimensión ideológica. Perú 2011.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Por otro lado, Toledo y Kuczynski muestran curvas con patrones parecidos al comportamiento de los modelos mixtos. En este caso, los puntos de máxima valoración se localizan, tomando como referencia el punto neutro de la dimensión, posteriores a las ubicaciones medias de los candidatos, seguidos de un descenso de las valoraciones a medida que los votantes se alejan hacia los extremos. Finalmente, en el caso del candidato Castañeda es difícil llevar a cabo una discriminación visual de los modelos de utilidad del voto. A pesar de que este candidato presenta, en principio, el mismo patrón de los modelos mixtos hallado en los candidatos Toledo y Kuczynski, en el punto 10 se produce un aumento de las utilidades muy pronunciado. Este cambio de pendiente tan evidente en la posición 9 viola la predicción sobre el comportamiento de los modelos y dificulta su diferenciación.

Caso Brasil 2006.

La muestra de la elección presidencial de Brasil 2006 presenta dificultades similares a las observadas en el caso de Uruguay 2009. El número de entrevistados válidos es de 430 individuos, de los cuales, cerca de un tercio se posiciona en el punto neutro de la dimensión. Sin embargo, a diferencia de su vecino del sur, la media es, en este caso, de 5.99, lo que indica que hay más electores a la derecha de la dimensión ideológica que a la izquierda. La figura 2.6 muestra el histograma donde se puede observar la distribución de los votantes en dicha dimensión. De igual modo, esta figura contiene los gráficos de las valoraciones medias de los candidatos participantes en esta elección presidencial de Brasil 2006, en función de sus ubicaciones ideológicas. Se ha construido un gráfico para cada una de las 11 posiciones de los votantes brasileños en la dimensión izquierda-derecha, como se ha presentado en los casos anteriores.

El primer aspecto que llama la atención es la falta de ajuste de las curvas de utilidad de los votantes de la izquierda al comportamiento de los modelos bajo estudio. Al igual que en los casos de México 2006 y Perú 2011, las distorsiones en las pendientes son tan abruptas que, más allá de que en ciertos gráficos sea posible discriminar entre las teorías tomando en cuenta únicamente el segmento de la línea anterior a la posición de los votantes, la falta de congruencia entre las formas de las líneas y las predicciones de los modelos en el resto de la curva hacen evidente la ausencia de potencial descriptivo de las teorías respecto a estos electores. En ese sentido, tampoco se observa ningún patrón excéntrico en los gráficos de estos votantes de la izquierda ideológica.

Por otro lado, las curvas de utilidad agregada de los electores de derecha, aunque no se ajustan totalmente a la regularidad de las pendientes exigidas por las teorías, muestran tendencias descifrables que hacen posible establecer el predominio de alguno de los modelos estudiados sobre utilidad del voto. Siendo así, los gráficos de los votantes que se autoubican en las posiciones 6, 7 y 8, muestran características propias de los modelos mixtos. Esto es puntos de máxima valoración de los candidatos posteriores a la ubicación de los votantes y seguidos de cambios en las pendientes. Distinto es el caso de la curva de utilidad agregada de los electores posicionados en 9. En este gráfico, la línea presenta un comportamiento similar al modelo direccional RML, lo cual, se evidencia en un aumento medianamente regular de la utilidad a medida que se avanza de un extremo a otro en la dimensión ideológica.

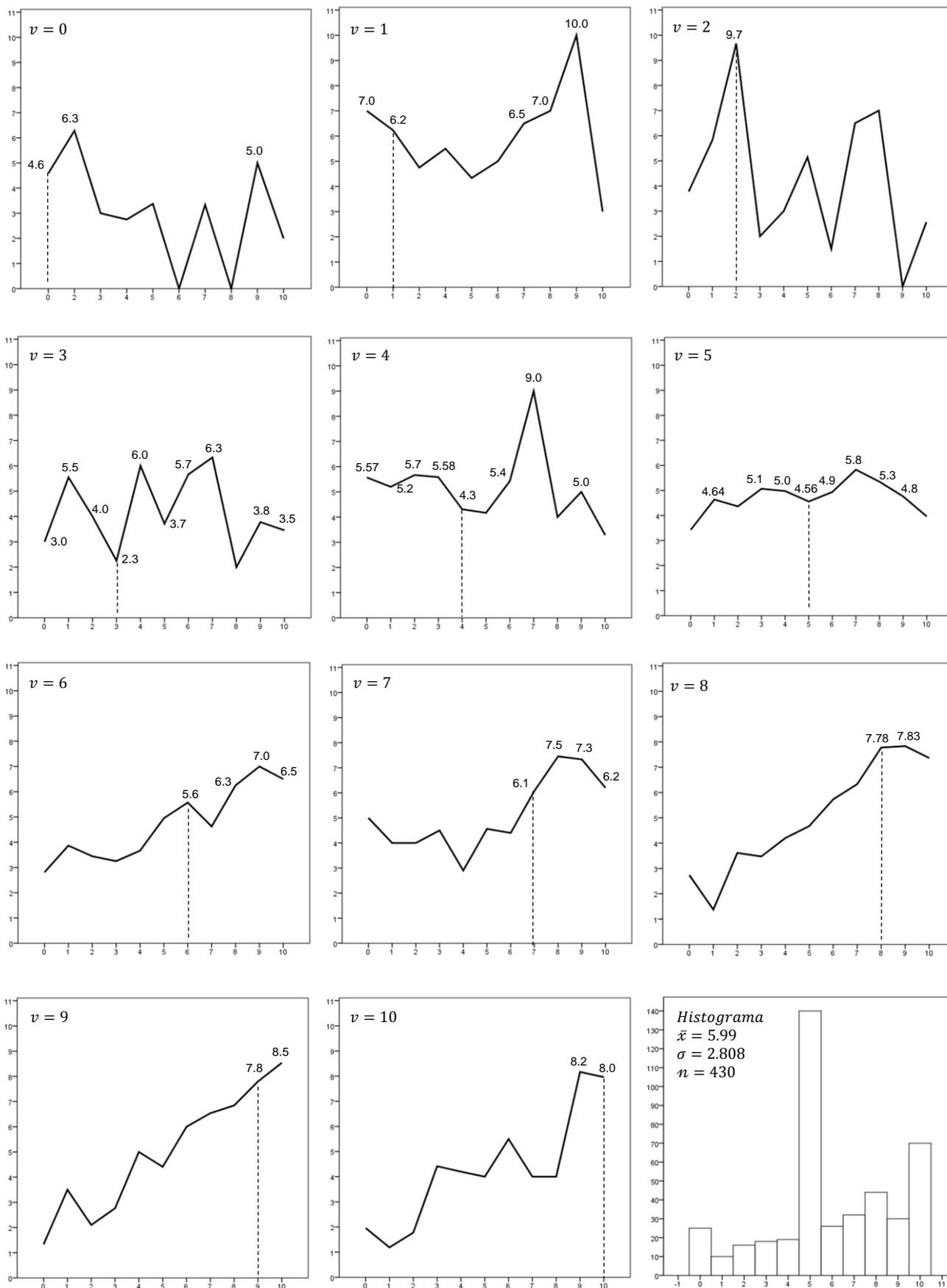


Figura 2.6. Media de la valoración de los candidatos (y) como función de sus posiciones en la dimensión ideológica (x) para cada localización del votante. Histograma de votantes. Elecciones de Brasil 2006.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

En el caso de los votantes ubicados en el centro de la dimensión, punto 5, se observa que las valoraciones son más o menos similares en la izquierda y en la derecha de la dimensión. Esta indiferencia de los electores a las posiciones de los partidos es una de las predicciones del modelo direccional RML. También es importante señalar que a partir de este gráfico se inicia un patrón de excentricidad que va desde 4.5 a 8 sin presentar ninguna evidencia a favor de la proximidad pura como ocurre en el caso noruego analizado por Westholm (1997, p. 877). En cambio, en este caso se observa un predominio de las características de los modelos mixtos, aunque el gráfico de los electores ubicados en 10 no permita la discriminación visual entre las teorías analizadas.

En consonancia con lo expuesto hasta este momento, los resultados de la prueba U de Mann Whitney³⁵ confirman que la diferencia entre las medianas de las distribuciones de los electores de derecha y de izquierda es, respecto a la forma como evalúan a los candidatos, estadísticamente significativa, $U = 131228, z = -2.107, p = .035$. De igual modo, los resultados de esta prueba también señalan que el rango medio de la utilidades de los votantes de izquierda (549.31) es menor al rango medio de las valoraciones de los electores de derecha (594.09).

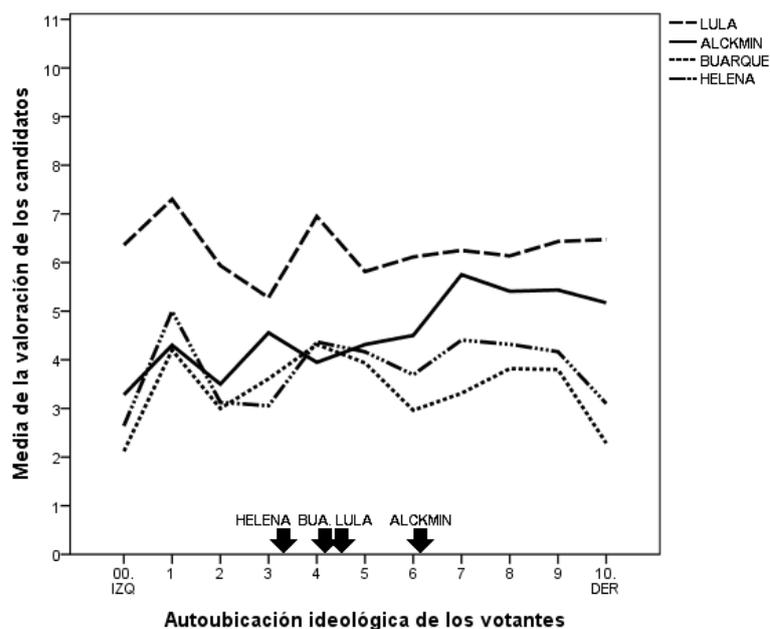
Como se observa, en las presentes elecciones brasileñas, la diferencia entre los rangos medios de las valoraciones de los grupos sometidos a la comparación disminuye respecto a los casos anteriores y, como es lógico, también disminuye el nivel de significación estadística. El gráfico 2.5 muestra las razones por las cuales esto ocurre. En él se muestra la relación entre la media de la valoración de los candidatos Luiz Lula, Geraldo Alckmin, Heloísa Helena y Cristovam Buarque y la posición de los electores a lo largo de la dimensión izquierda-derecha.

A diferencias de las otras elecciones analizadas, en la presente contienda electoral los candidatos Lula, Buarque y Helena reciben valoraciones similares tanto por los electores de la izquierda como por los votantes de la derecha. De hecho, si se trazan

³⁵ Para la definición de los grupos se ha considerado que son electores de izquierda aquellos que se autoposicionan en los valores comprendidos entre 0 y 4 y, de derecha, entre los lugares 6 y 10. Se han excluido los electores que se autoubican en el punto 5. Por otro lado, la prueba se ha construido a partir de casos. Cada caso incorporado constituye una valoración que hace un entrevistado de un candidato, por lo que se incluyen en el procedimiento tantas valoraciones por individuo como candidatos compiten en la elección respectiva. El número total de casos para esta elección presidencial es de 1160 valoraciones, de las cuales, 352 corresponden a los votantes de la izquierda y 808 a electores de la derecha. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoposicionamiento, posicionamiento de candidatos y valoración de los candidatos.

rectas de tendencias para cada uno de ellos, las pendientes resultantes de las mismas son relativamente pequeñas. Esto provoca que sean las valoraciones que recibe el candidato Alckmin las que determinen, dada su tendencia positiva, que el rango medio de las utilidades de los electores de la izquierda sea inferior al rango medio de las evaluaciones de los votantes de la derecha.

Gráfico 2.5. Media de la valoración de los candidatos en función de la posición del votante en la dimensión ideológica. Brasil 2006.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

De igual modo, la ausencia de pendiente en las curvas de apoyo de los tres candidatos mencionados, desde el punto de vista de la teoría direccional RML, refleja una relativa neutralidad de los electores respecto al tema representado en la dimensión política: la ideología. Este hecho invita a poner el foco, una vez más, en otros factores tanto *policy* como *non policy* que pudieran estar ejerciendo mayor influencia sobre las evaluaciones de los electores. Para (Rabinowitz y Macdonald (1989, pp. 83, 84)), en una competencia de múltiples contenidos, los candidatos tienden a ser intensos en aquellos aspectos que les benefician y guardan silencio en aquellos temas que les son potencialmente perjudiciales. Esa intensidad se refleja en cuán extremas son sus posiciones en el espacio dimensional y, ante ella, teóricamente, los electores responden de la misma manera.

El gráfico 2.5 muestra que sólo las ubicaciones medias de los candidatos Helena y Alckmin evidencian una relativa intensidad respecto a la cuestión ideológica. Sin

embargo, únicamente los electores de la derecha muestran una reacción favorable y clara, en términos de utilidad, frente al candidato que se posiciona en este lado de la dimensión. El apoyo de Alckmin crece de forma un tanto irregular hasta alcanzar su máximo en los votantes ubicados en 7, punto a partir del cual se inicia un ligero descenso que abarca las posiciones más extremas del espacio político. Tal comportamiento es congruente con las predicciones que caracterizan los modelos mixtos. Algo distinto ocurre con Lula, Buarque y Helena. En el caso de estos candidatos las curvas de apoyo no permiten realizar una discriminación visual de los modelos. Esto se debe a que las alteraciones de las pendientes no son del todo congruentes con las formas descritas por estas teorías de utilidad del voto.

Caso Brasil 2010.

La elección presidencial de Brasil 2010 muestra, en cuanto a las curvas de utilidad y apoyo, características muy similares a las comentadas sobre los comicios de 2006. En este caso, el número de entrevistados incluidos en la muestra aumenta pero la distribución de los mismos se polariza aún más hacia la derecha, por lo que, la media pasa de 5.99 a 6.43. La figura 2.7 contiene, para cada una de las 11 posiciones de los votantes en el espacio ideológico, las medias de las valoraciones de los candidatos en función de la posición que ocupan en la dimensión izquierda-derecha.

Al igual que en la elección de 2006, las curvas de utilidad agregada de los votantes de la izquierda presentan distorsiones muy pronunciadas, lo cual, dificulta la diferenciación entre los distintos modelos de evaluación electoral. Tampoco se observa un patrón definido en los votantes ubicados en la posición 5. El gráfico de estos electores presenta una línea prácticamente horizontal con valores similares a lo largo de toda la dimensión. Esto es congruente con lo expuesto por la teoría direccional RML acerca de la indiferencia de estos votantes respecto a la dimensión temática analizada.

Por otro lado, nuevamente son los gráficos de las utilidades de los electores de la derecha los que presentan comportamientos más regulares e interpretables a la luz de las teorías en comparación. Siendo así, la evidencia contenida en el gráfico de los votantes ubicados en el punto 6 muestra un comportamiento cercano a las predicciones de los modelos mixtos, mientras que las representaciones de los electores localizados en 7, 8 y 9 se caracterizan por seguir la pauta descrita por el modelo direccional RML.

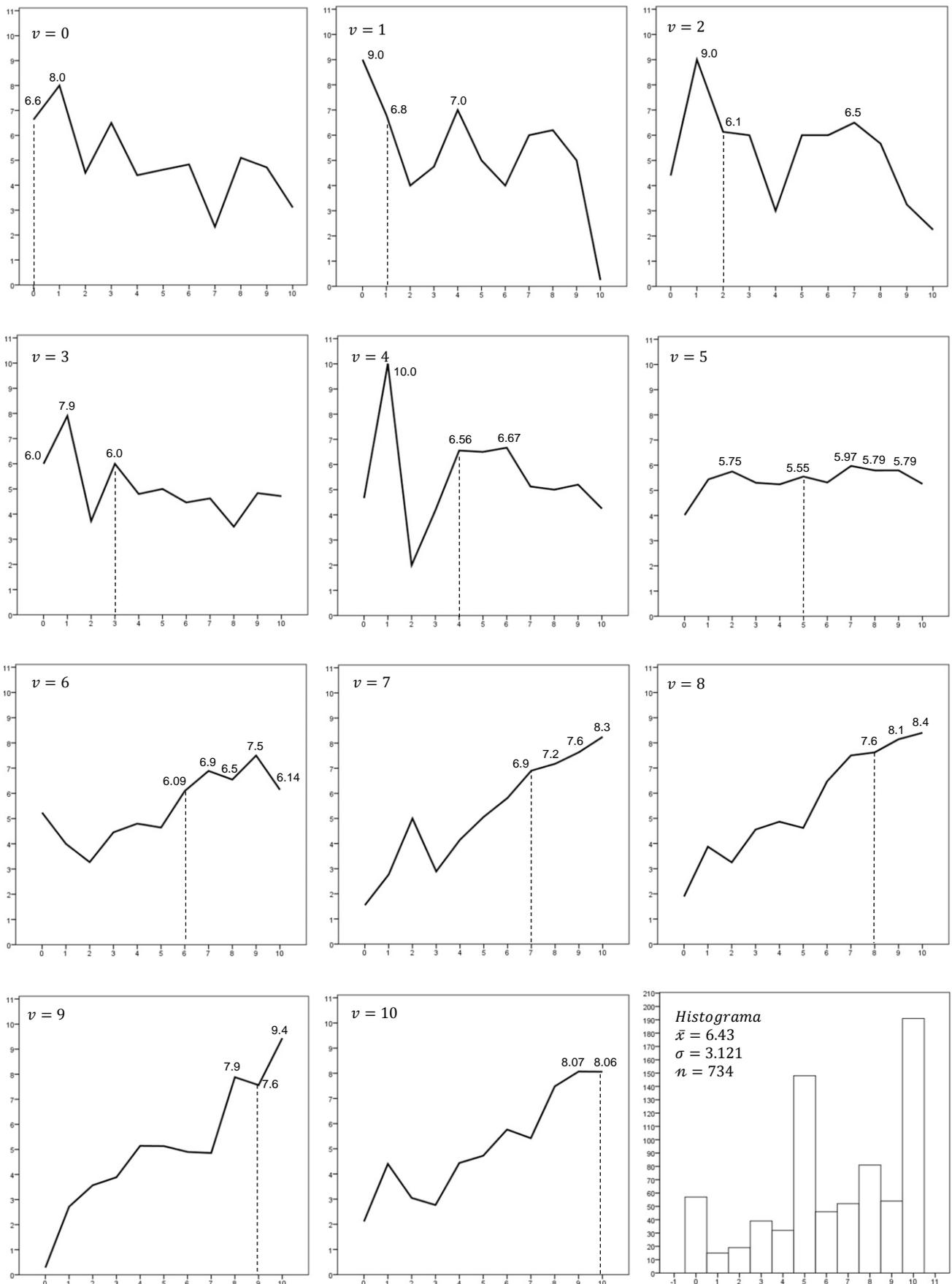


Figura 2.7. Media de la valoración de los candidatos (y) como función de sus posiciones en la dimensión ideológica (x) para cada localización del votante. Histograma de votantes. Elecciones de Brasil 2010.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

En la formulación compuesta el punto de máxima utilidad está más cerca del extremo de la dimensión que la posición de los votantes y en los últimos la utilidad aumenta, aunque con cierta irregularidad, de un lado al otro del espacio ideológico. Por su parte, los gráficos de los votantes ubicados en 0 y 10 muestran patrones un poco más definidos que los de los electores ubicados en las mismas posiciones en la elección de Brasil 2006. Esto, quizás, podría repercutir en un mejor ajuste de los modelos en los resultados de las pruebas analíticas.

Respecto al fenómeno de la excentricidad, al igual que ocurre en los casos anteriores, este patrón sólo se observa en los votantes que se autoubican en el centro y la derecha de la dimensión ideológica. En efecto, las valoraciones de los candidatos van de la puntuación 5.55 a 8.06, permaneciendo constante en los gráficos de los votantes localizados en las posiciones 8 y 9. Por otro lado, también se observa que el modelo de utilidad que predomina en los votantes de este segmento ideológico es el descrito por la teoría direccional RML.

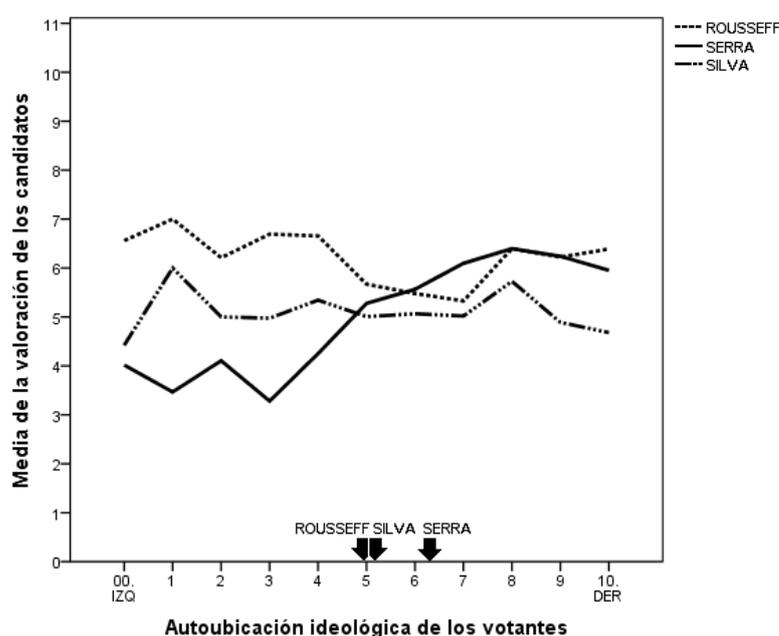
En general, las diferencias entre las valoraciones de los electores de la izquierda y la derecha son más evidentes cuando se someten a comparación utilizando la prueba U de Mann Whitney³⁶. Los resultados de la misma señalan que la diferencia entre las medias de ambos grupos es estadísticamente significativa, $U = 238253, z = -7.500, p = .000$; donde el rango medio de las evaluaciones de los electores de izquierda (733.73) es inferior al rango medio de las utilidades de los votantes de derecha (935.19). A diferencia de lo comentado sobre la elección de Brasil 2006, en esta oportunidad el resultado de la prueba recupera la significación estadística al nivel de $p < 0.01$, lo cual, se explica a partir de las curvas de apoyo de los candidatos que participan en estos comicios.

El gráfico 2.6 presenta la valoración media de los candidatos Dilma Rousseff, José Serra y Marina Silva en función de la posición que ocupan los votantes en los 11 puntos

³⁶ Para la definición de los grupos se ha considerado que son electores de izquierda aquellos que se autoposicionan en los valores comprendidos entre 0 y 4 y, de derecha, entre los lugares 6 y 10. Se han excluido los electores que se autoubican en el punto 5. Por otro lado, La prueba se ha construido a partir de casos. Cada caso incorporado constituye una valoración que hace un entrevistado de un candidato, por lo que se incluyen en el procedimiento tantas valoraciones por individuo como candidatos compiten en la elección respectiva. El número total de casos para esta elección presidencial es de 1758 valoraciones, de las cuales, 486 corresponden a los votantes de la izquierda y 1272 a electores de la derecha. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoposicionamiento, posicionamiento de candidatos y valoración de los candidatos.

dimensión izquierda-derecha. En esta representación se observa, claramente, cómo el factor que provoca la caída del rango medio de las valoraciones de la izquierda frente al rango medio de la derecha es la curva de apoyo del candidato Serra: a la izquierda de la dimensión está por debajo de las evaluaciones de los otros candidatos y en el punto neutro cambia para situarse por encima de éstas a lo largo del segmento restante de la recta. Por otro lado, las evaluaciones de Rousseff y Silva muestran tendencias relativamente horizontales en toda la extensión que comprende el espacio ideológico.

Gráfico 2.6. Media de la valoración de los candidatos en función de la posición del votante en la dimensión ideológica. Brasil 2010.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Nuevamente, tomando en consideración los postulados teóricos de la teoría direccional MRL, el desinterés temático también se hace evidente en estos comicios. De hecho, las posiciones medias de las candidatas Rousseff y Silva asumen los valores 4.98 y 5.16, respectivamente, lo que las sitúa prácticamente sobre el punto neutro de la dimensión temática. Serra, por su parte, muestra cierta intensidad en la cuestión ideológica pero la diferencia respecto Alckmin, el representante de su partido en las elecciones de 2006, no es muy significativa: 6.34 y 6.17, respectivamente.

Ahora bien, a pesar de que estas posiciones de los candidatos reflejen que la ideología tiene, relativamente, poca importancia para todos ellos, no ocurre lo mismo con las posiciones de los electores. Si se comparan los histogramas de las elecciones

brasileñas de 2006 (figura 2.6) y 2010 (figura 2.7), se advierte rápidamente que la cantidad de votantes que se autoubican en el punto 0 prácticamente se duplica y los electores que se posicionan en 10 incrementan su número aproximadamente un 150 por ciento. Esta intensidad, seguramente, mejora los resultados de las pruebas estadísticas que presenta el modelo de la direccionalidad RML.

En cuanto a las formas de las curvas de apoyo y las características de los modelos, las candidatas Rousseff y Silva presentan patrones que no coinciden con las predicciones de las teorías en contraste. En el caso de la primera candidata, el apoyo que recibe alcanza su máxima expresión en los votantes ubicados en el punto 1, el cual, es más extremo que su ubicación objetiva a la izquierda del punto neutro. En principio esta forma, aunque ligeramente irregular, satisface las características de un modelo direccional RML. Sin embargo, al otro lado de la dimensión el descenso no es monótono: baja hasta el punto 7 y luego sube nuevamente hasta superar al candidato Serra en las valoraciones de los votantes ubicados en la posición 10. Este comportamiento contradice las predicciones descritas por las teorías estudiadas.

Por otro lado, la candidata Silva recibe su máxima evaluación, también, por parte de los electores ubicados en el punto 1 de la dimensión ideológica. Ello constituye una importante violación de los postulados de la teoría direccional RML, dado que su posición objetiva está localizada a la derecha del espacio político. Lo contrario ocurre con la curva de apoyo del candidato Serra. Esta presenta rasgos muy similares a los descritos por los modelos mixtos aunque, como en casos anteriores, tiende adoptar la forma "s" característica de las funciones logísticas. En cuanto a la descripción del gráfico, el candidato presenta una posición objetiva en el punto 6.34 y recibe su máximo apoyo por parte de los electores localizados en la posición 8 de la dimensión. Luego del cambio de pendiente que se produce en dicho punto, la línea inicia un paulatino descenso que alcanza el extremo derecho del espacio ideológico.

CONCLUSIONES PARCIALES

Claramente, en los países estudiados resulta difícil realizar una discriminación definitiva entre las teorías de utilidad del voto a partir de una exploración de las curvas de utilidad y apoyo. Esto se refleja materialmente en que sólo en la mitad de los candidatos, 13 de 26, es posible establecer una diferenciación aproximada del tipo de

modelo que predomina en su relación con el electorado. Un poco mejor ocurre con los modelos de utilidad agregada. En este caso, de los 54 gráficos útiles para llevar a cabo esta distinción (correspondientes a 4 posiciones de la izquierda, 4 ubicaciones de la derecha y la posición neutra), aproximadamente dos tercios de las representaciones (35) muestran patrones característicos de algunas de las teorías en contraste.

En cuanto al balance de cada uno de los modelos, cabe destacar que en las curvas de apoyo de los candidatos 9 gráficos son congruentes con la predicción de las formulaciones mixtas, 3 con los modelos direccionales RML y 1 con la teoría clásica del voto. Esta relación cambia cuando se recurre a las curvas de utilidad para evaluar el desempeño empírico de los modelos. Tal y como lo que establece la literatura, el número de gráficos a favor de la proximidad aumenta a 15 representaciones, lo cual, supera ligeramente el número de curvas que se comportan como el paradigma direccional RML, presente en 14 gráficos. Dado este aumento de los modelos puros, el número de formulaciones mixtas se reducen a tan sólo 6 representaciones. El cuadro 2.1 muestra estos resultados ordenados por elecciones y países.

Cuadro 2.1. Resultados de la discriminación de los modelos de utilidad del voto a partir de las curvas de utilidad agregada y de apoyo a los candidatos por elección.

Elección	Modelo	Curvas de utilidad	Curvas de apoyo
Chile 2009	Proximidad	6	1
	Direccionalidad	2	1
	Mixto	1	1
México 2006	Proximidad	1	
	Direccionalidad	3	
	Mixto	1	2
Uruguay 2009	Proximidad	4	
	Direccionalidad	1	
	Mixto		2
Perú 2011	Proximidad	4	
	Direccionalidad	3	2
	Mixto	1	2
Brasil 2006	Proximidad		
	Direccionalidad	2	
	Mixto	2	1
Brasil 2010	Proximidad		
	Direccionalidad	4	
	Mixto		1
Total de modelos (Número de gráficos)		35 (54)	13 (26)

Fuente: Elaboración propia.

Como se observa, los modelos de proximidad se concentran en las elecciones de Chile 2009, Uruguay 2009 y Perú 2011, mientras que los modelos direccionales RML y mixtos se distribuyen de manera más uniforme. Sin embargo, tomando en cuenta la dificultad que implica la discriminación visual de los modelos, el hallazgo más importante de la exploración de estos gráficos no está en la cantidad de curvas que se comportan como una u otra teoría. Ese descubrimiento está en la orientación ideológica del elector o el candidato asociado a cada uno de ellos. En ese sentido, de las 48 representaciones correspondientes a las 8 posiciones válidas para la distinción entre los votantes de la izquierda (puntos de 1 a 4 de la dimensión) y de la derecha (puntos de 6 a 9 de la dimensión) en cada elección analizada, 30 muestran patrones congruentes con algunos de los modelos estudiados.

De esos 30 gráficos, todos los modelos direccionales RML, un total de 12, corresponden a posiciones de electores que se autoubican en la derecha ideológica. Algo muy similar, pero a la inversa, ocurre con la teoría clásica de la proximidad. En este caso, 11 gráficos de votantes que se posicionan en la izquierda política presentan un comportamiento ajustado a las predicciones de este modelo, mientras que en sólo una (1) representación de los electores de la derecha se observa ese patrón. En cuanto a la manifestación de los modelos mixtos la tendencia sigue a la de los modelos direccionales RML. En ese sentido, sólo un gráfico (1) con características de combinación de teorías se presenta en electores de la izquierda, mientras que 5 representaciones de este tipo corresponden a votantes de la derecha ideológica.

Por otro lado, este patrón también se observa en las curvas de apoyo a los candidatos de las elecciones estudiadas. De los 13 candidatos que presentan curvas congruentes con algún patrón de las teorías de utilidad del voto, 10 corresponden a candidatos de la derecha y 3 a candidatos de la izquierda. En este caso, sólo la curva de un candidato de la izquierda se adapta a la descripción de la teoría clásica de la proximidad. El cuadro 2.2 presenta los resultados, por elección y país, de la relación entre el clivaje ideológico y los diferentes modelos analizados.

Cuadro 2.2. Resultados de la discriminación de los modelos de voto en los votantes de izquierda y derecha.

Elección	Modelo	Curvas de utilidad		Curvas de apoyo	
		Votantes de izquierda	Votante de derecha	Candidatos de la izquierda	Candidatos de la derecha
Chile 2009	Proximidad	4	1	1	
	Direccionalidad		2		1
	Mixto		1	1	
México 2006	Proximidad	1			
	Direccionalidad		3		
	Mixto		1		2
Uruguay 2009	Proximidad	3			
	Direccionalidad				
	Mixto	1			2
Perú 2011	Proximidad	3			
	Direccionalidad		3	1	1
	Mixto		1		2
Brasil 2006	Proximidad				
	Direccionalidad		3		
	Mixto				1
Brasil 2010	Proximidad				
	Direccionalidad		1		
	Mixto		2		1
Total de modelos		12	18	3	10

Fuente: Elaboración propia.

Como se observa, la derecha latinoamericana parece comportarse de forma direccional o según una formulación mixta, mientras que la izquierda parece actuar conforme a la teoría de la proximidad o sin patrón espacial definido. En este último caso, la exploración de otro tipo de factores *non policy* se presenta como la mejor alternativa. Según los resultados de las pruebas U de Mann Whitney, con la excepción del caso de la elección presidencial de Chile 2009 donde predomina la proximidad, los rangos medios de las valoraciones de los votantes de la derecha son superiores a los rangos medios de las evaluaciones de los electores de la izquierda. De igual modo, los patrones de excentricidad se presentan en la derecha cuando existen comportamientos direccionales RML o mixtos bien definidos. Estos resultados conducen a pensar que la diferencia estadísticamente significativa entre la forma de evaluación de los votantes de izquierda y derecha parece estar más asociada al potencial descriptivo, explicativo y predictivo que presentan los modelos respecto a uno grupo de ellos y que carece respecto al otro.

Teniendo este hallazgo en cuenta, en el capítulo siguiente se pretende determinar cuál es la mejor forma de llevar a cabo la discriminación entre los modelos

de voto, dada las diversas combinaciones de los supuestos que forman parte del debate anteriormente descrito. Con dicho análisis se pretende establecer, con carácter definitivo y a nivel del sistema político en general, el modelo que mejor describe el comportamiento de los votantes en las elecciones presidenciales estudiadas. También se pretende profundizar en las diferencias observadas entre los electores de izquierda y derecha, como un análisis a nivel de los individuos, y en la influencia de factores *non policy* que pudieran estar afectando la relación entre los electores y candidatos, como un análisis a nivel del sistema de partidos.

CAPÍTULO III

INTRODUCCIÓN

Hecha la exploración de las curvas de utilidad y de apoyo a los candidatos sin resultados concluyentes, es necesario avanzar a un proceso de discriminación entre las teorías mediante el uso de métodos analíticos. Para lograrlo es necesario tener en cuenta que, como se ha expuesto en el capítulo anterior, los resultados de estas pruebas están condicionados por los supuestos empleados en la construcción de los modelos (Lewis y King, 1999, pp. 22, 31). Por un lado, se sostiene que la comparación intrapersonal, el posicionamiento individual de los partidos y candidatos y el uso de la métrica *city block* en la proximidad son supuestos que favorecen el paradigma clásico del voto. De modo contrario, se considera que la comparación interpersonal, el empleo de la media como medida objetiva de la ubicación de partidos y candidatos y el uso de la métrica euclidiana (cuadrática) en la proximidad son supuestos que tienden a beneficiar el esquema de dirección RML.

Tomando en cuenta esta advertencia, la presente investigación emprende la evaluación de ocho modelos formales construidos a partir de todas las posibles combinaciones de los supuestos expuestos en el debate. Westholm (1997, p. 876 tabla 3) emplea esta metodología en su trabajo para demostrar cómo la modelización llevada a cabo por Rabinowitz y Macdonald (1989) y Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991) favorece la direccionalidad y perjudica la proximidad. Siendo esto cierto, Johnston, Fournier y Jenkins (2000, p. 1148) señalan que si un modelo sobrevive a una evaluación bajo supuestos que privilegian a otro, los resultados de la teoría favorecida deberían ser considerados una evidencia empírica muy sólida respecto al caso analizado.

Por otro lado, es importante señalar que, a diferencia de Westholm (1997, p. 876 tabla 3), la combinación de supuestos llevada a cabo en esta tesis excluye la evaluación de la región de aceptabilidad según los postulados contenidos en Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991, pp. 1120, 1129 n5). Para llevar a cabo esa tarea, se ha preferido adoptar la utilización de la formulación mixta originaria de Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 103), la cual, tal y como señala Iversen (1994, p. 49), permite establecer una región de aceptabilidad para cada votante en lugar de asumir un límite común para todo el electorado. Esto quiere decir que la penalización asociada al posicionamiento fuera

de esta región deja de ser una propiedad de los partidos o candidatos para convertirse en una característica del elector. También se ha optado por la comparación de los resultados de este modelo con otras formulaciones mixtas sin que se observen importantes diferencias en cuanto sus resultados.

Hasta este punto de la investigación, la discriminación entre las teorías se desarrolla a nivel de todo el conjunto de candidatos que participan en cada elección, simultáneamente. Esto permite obtener un único resultado para cada comicio estudiado, facilitando la comparación entre ellos y favoreciendo una visión más general sobre el comportamiento de estos modelos en América Latina. No obstante, a pesar de sus beneficios, esta metodología dificulta la inclusión de ciertos controles necesarios, especialmente, en el caso de los sistemas multipartidistas.

Direccionalidad RML versus Proximidad: Análisis de regresiones tipo datos de panel.

En un intento por operacionalizar la región de aceptabilidad, Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991, p. 1119) introducen en la evaluación del desempeño de las teorías un tipo de análisis econométrico propio de los estudios de datos de panel: la regresión de datos agrupados (*pooled regression model*). Esta clase de análisis consiste en evaluar todas las mediciones que se tienen de los sujetos como si se trataran de una misma variable dependiente o independiente, de manera que se produce un aumento del número de casos en la medida en que la "n" no se corresponde más con el número de individuos sino con la suma total de las observaciones que se obtienen de cada uno de ellos. Siendo así, la definición formal del modelo es la siguiente:

$$Y_{ij} = \alpha + X_{ij}\beta + \epsilon_{ij}, \quad (3.1)$$

Y_{ij} representa las valoraciones del votante i respecto a cada partido o candidato j y, X_{ij} , los productos escalares o las distancias entre el elector i y cada partido o candidato j . Como se observa, este tipo de regresión permite considerar, simultáneamente, a todo el conjunto de partidos o candidatos que participan en la elección, lo cual facilita a Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991, p. 1119) la inclusión de la penalización asociada a la región de aceptabilidad como una variable *dummy*. En

un análisis dividido por partidos o candidatos, tal penalización quedaría absorbida por el intercepto de la regresión.

A pesar de esta ventaja, es importante observar que los coeficientes de este tipo de modelos son constantes, dado que se presume la independencia entre las observaciones incluidas en el análisis. Sobre este aspecto, Westholm (2001, p. 452) sostiene que si los votantes tienen una línea de base similar en la variable dependiente (como puede ser la valoración media respecto a todos los partidos) y una diferente en la variable independiente, los interceptos de sus respectivas líneas estarían correlacionando con los regresores del modelo. De no tenerse en cuenta esta característica, propia de los modelos de efectos fijos, se degeneraría en una estimación sesgada de la relación intrapersonal que se pretende evaluar.

En este sentido, propone dos tipos de análisis para garantizar una adecuada comparación intrapersonal de las utilidades, cada una de ellas a un nivel de medición distinto (Westholm, 1997, p. 869). El primero es la utilización de un método ordinal. Dado que ambas teorías predicen que, dentro de los individuos, el orden jerárquico de la variable dependiente se corresponde con el orden jerárquico de la variable independiente, propone reemplazar, en la correlación, los valores de dichas variables por sus respectivos órdenes, utilizando como medida el coeficiente *rho* de Spearman. Este tipo de análisis, por un lado, permite un examen directo de los modelos sin necesidad de incluir supuestos adicionales a los expuestos en las teorías pero, por otro lado, presenta limitaciones en cuanto a la inclusión de variables adicionales (como pueden ser los controles o la operacionalización de la región de aceptabilidad) y a la determinación de la fuerza relativa de cada una de los modelos producto de la alta correlación que existe entre ellos.

Tomando en cuenta estas limitaciones, Westholm (1997, p. 869) propone un segundo método de evaluación, esta vez, a nivel de intervalo³⁷. En este sentido, plantea sustraer al puntaje que cada individuo le otorga a cada candidato, la media de sus evaluaciones de todos los candidatos. Formalmente, esta operación se corresponde con una estimación de primera diferencia, cuya ecuación de regresión es la siguiente:

³⁷ Este nivel requiere supuestos adicionales a los establecidos por las teorías, como puede ser la linealidad en la forma de la función. También es importante señalar que Rabinowitz, Macdonald y Listhaug realizan sus análisis a este nivel de medición, lo que asegura una mejor comparación.

$$(Y_{ij} - \bar{Y}_i) = \beta(X_{ij} - \bar{X}_i) + u_{ij}, \quad (3.2)$$

donde el Y_{ij} representa la evaluación que el votante i le otorga al partido o candidato j ; \bar{Y}_i denota la media de las evaluaciones de ese votante respecto a todos los partidos o candidatos; X_{ij} la puntuación que el votante i le asigna al partido o candidato j en la variable independiente (proximidad o direccionalidad); y \bar{X}_i la media del votante i respecto a todos los partidos o candidatos en dicha variable. Esta formulación, tal y como expone Westholm (1997, p. 869), facilita la incorporación de múltiples predictores y no requiere de un término interceptor dado que la estimación de su valor siempre será nulo. Esto se debe a que tanto $Y_{ij} - \bar{Y}_i$ como $X_{ij} - \bar{X}_i$ tienen de media cero.

Estadísticamente, este modelo se basa en que, dada la heterogeneidad inobservable entre los individuos, se permite que el intercepto se comporte como una variable más (α_i) (Mayorga y Muñoz, 2000, p. 7). De esta manera el modelo lineal es igual para todos los sujetos pero cada uno de ellos tiene un punto de origen distinto en el eje de las ordenadas. Esta variable intercepto (α_i) estaría compuesta por la suma de dos constantes: una a través de todos los sujetos o verdadero intercepto (α) y otra dentro de cada votante (φ_i) que se corresponde con los factores individuales inobservables ($\alpha_i = \alpha + \varphi_i$). Por lo tanto, el modelo queda definido de la siguiente manera:

$$Y_{ij} = \alpha + \beta X_{ij} + \varphi_i + u_{ij}, \quad (3.3)$$

donde Y_{ij} representa la evaluación que el votante i le otorga al partido o candidato j y, X_{ij} , la proximidad o direccionalidad del votante i respecto al partido o candidato j . Como se observa, la incorporación del intercepto variable (α_i) al modelo de regresión resulta equivalente a considerar que el error (ε_{ij}) se puede descomponer en dos partes: la constante para cada individuo del intercepto variable (φ_i) y un componente aleatorio (u_{ij}) llamada error idiosincrático que cumple los requisitos de los mínimos cuadrados ordinarios ($\varepsilon_{ij} = \alpha_i + u_{ij}$) (Montero, 2011, p. 2). De manera que si la ecuación 4.3 es cierta, también lo es la siguiente:

$$\bar{Y}_{ij} = \alpha + \beta \bar{X}_{ij} + \varphi_i + \bar{u}_{ij}, \quad (3.4)$$

así como la diferencia entre ambas:

$$(Y_{ij} - \bar{Y}_i) = \beta(X_{ij} - \bar{X}_i) + (u_{ij} - \bar{u}_i). \quad (3.2)$$

Este es el modelo propuesto por Westholm (1997, p. 869). Nótese que en la estimación por primera diferencia todas las constantes de la regresión (α, v_i) se cancelan entre sí, tal y como lo señala el autor en su trabajo.

Cada una de las tablas que se presentan a continuación, muestran los resultados de los modelos según las ocho posibles combinaciones de supuestos necesarios para la construcción de las variables independientes (distancia en la proximidad y producto escalar en el modelo direccional RML). Las pruebas presentadas son regresiones múltiples estimadas mediante mínimos cuadrados ordinarios, siguiendo el modelo de las diferencias en las comparaciones intrapersonales y las regresiones agrupadas en los modelos interpersonales. En todos los casos, la variable dependiente se corresponde con la evaluación de los candidatos (*gusto-disgusto*) por parte de los electores. Finalmente, es importante señalar que todos los modelos están contruidos sobre la base de una única dimensión: la ideología.

Caso Chile 2009.

La tabla 3.1 muestra los efectos de la selección del método de evaluación en los modelos de proximidad y direccionalidad RML en las elecciones presidenciales chilenas de 2009. El primer elemento a destacar es que la direccionalidad RML supera a la proximidad en todos los resultados de las pruebas, excepto en la combinación integrada por la comparación intrapersonal, distancia euclidiana cuadrática y ubicación individual de los candidatos. La media de la superioridad de esta teoría, reportada por los coeficientes estandarizados de los siete modelos es de aproximadamente 0.36, aunque el mayor ajuste de la regresión la obtiene la combinación donde la proximidad resulta vencedora. En ese caso, la superioridad de la proximidad sobre la direccionalidad RML es de tan sólo 0.041.

Por otro lado, el análisis de los R^2 ajustados demuestra que la comparación intrapersonal obtiene mejores resultados que la estrategia interpersonal y el uso del posicionamiento idiosincrático de los candidatos también se muestra superior a la media de las percepciones de los electores. Esto es especialmente cierto en relación al modelo de proximidad. Como se observa, los valores de los betas que representan este esquema parecen verse afectados por la distancia *city block* y por el uso de la media de la percepción de los electores en la ubicación de los candidatos. Lo contrario ocurre con la direccionalidad donde la distancia *city block* supera a la euclidiana en todas las pruebas realizadas.

Tabla 3.1. Efectos del método en la evaluación de los modelos de proximidad y dirección RML. Chile 2009.

	Ubicación individual de los candidatos		Media de la ubicación de los candidatos	
	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²
Intrapersonal				
Proximidad	.079 (.014)**	.306 (.005)**	.064 (.016)**	.119 (.006)**
Direccionalidad	.532 (.005)**	.265 (.011)**	.519 (.006)**	.422 (.013)**
R ² Ajustado	.297	.309	.282	.281
Rho de Spearman (correlación)				
Proximidad	.201**	.540**	.192**	.456**
Direccionalidad	.512**	.512**	.516**	.516**
Interpersonal				
Proximidad	.104 (.011)**	.168 (.003)**	.083 (.013)**	.085 (.004)**
Direccionalidad	.487 (.005)**	.362 (.009)**	.474 (.007)**	.418 (.011)**
R ² Ajustado	.259	.258	.242	.238

Las entradas de las variables independientes son coeficientes estandarizados de la regresión con error estándar entre paréntesis. El número de casos es de 3396, correspondientes a 849 entrevistados. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración (gusto-disgusto) de los candidatos. Los candidatos son Sebastián Piñera, Eduardo Frei, Jorge Arrate y Marco Enríquez-Ominami. Primera vuelta.
 ** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

En cuanto a las correlaciones, el uso de la *rho* de Spearman (comparación intrapersonal) produce un aumento de la proximidad pero no cambia los resultados obtenidos mediante el método de las diferencias. En este sentido, sólo en la combinación de la distancia euclidiana cuadrática y ubicación individual la direccionalidad resulta derrotada. También es importante señalar que todos los coeficientes son estadísticamente significativos y muestran que, en el caso chileno, la influencia de la dimensión ideológica sobre la utilidad de los votantes es superior al 23%.

Caso México 2006.

La tabla 3.2 presenta los resultados de los modelos de voto para las elecciones presidenciales de México 2006. Resulta llamativo el peso que el componente ideológico

alcanza en el análisis de los resultados sobre este país. Los R^2 ajustados de las combinaciones entre la comparación intrapersonal, la ubicación individual de candidatos y cualquiera de las distancias es de 0.459 para la *city block* y de 0.409 para la euclidiana cuadrática. En ambos modelos, la direccionalidad es la variable que mayor contribución realiza a tales resultados.

Tabla 3.2. Efectos del método en la evaluación de los modelos de proximidad y dirección RML. México 2006.

	Ubicación individual de los candidatos		Media de la ubicación de los candidatos	
	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²
Intrapersonal				
Proximidad	.271 (.013)**	-.200 (.005)**	.138 (.042)**	-.452 (.033)**
Direccionalidad	.493 (.003)**	.830 (.010)**	.237 (.012)**	.762 (.063)**
R ² Ajustado	.459	.409	.112	.103
Rho de Spearman (correlación)				
Proximidad	.577**	.448**	.210**	.118**
Direccionalidad	.613**	.613**	.224**	.224**
Interpersonal				
Proximidad	.148 (.009)**	.109 (.003)**	-.037 (.017)*	.106 (.005)**
Direccionalidad	.540 (.003)**	.506 (.006)**	.265 (.012)**	.185 (.015)**
R ² Ajustado	.381	.365	.065	.070

Las entradas de las variables independientes son coeficientes estandarizados de la regresión con error estándar entre paréntesis. El número de casos es de 4145, correspondientes a 829 entrevistados. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. Los candidatos son Felipe Calderón, Andrés Manuel López Obrador, Roberto Madrazo, Roberto Campa y Patricia Mercado. Primera vuelta.
** p valor ≤ 0.01 ; * p valor ≤ 0.05 .

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Sin embargo, en la exploración de la colinealidad y la correlación entre las variables independientes se observa como los resultados de los modelos que combinan la comparación intrapersonal y la distancia euclidiana cuadrática presentan valores de *variance inflation factor* (VIF) superiores a 10 y coeficientes muy cercanos a 1, respectivamente (ver apéndice 3.1 para la visualización de los resultados de estas pruebas en todas las elecciones analizadas). Esto invalida ambos modelos y constituye una evidencia metodológica a favor de la utilización de la formulación mixta de Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 103) en la evaluación de las teorías.

Por otro lado, es destacable el dramático descenso del ajuste en los modelos que incluyen como supuestos la media y la comparación interpersonal de las utilidades. En ellos, las variables independientes sólo explicarían de un 6.5% a un 7% de la utilidad que para los electores generan los distintos candidatos. Esto también se evidencia en que, tal y como señalan Lewis y King (1999, p. 27) y Westholm (2001, p. 466), el error estándar es menor en los modelos que se basan en la ubicación individual de los candidatos que en aquellos donde se utiliza la media de la percepción de los votantes para determinar

su ubicación. Sobre este aspecto, es importante destacar que los datos sobre la desviación estándar del posicionamiento medio de los candidatos reportan, en esta elección, valores superiores a 3 puntos de la escala en todos los postulantes. Específicamente, en el caso de los tres competidores más votados este descriptivo supera las 3.4 unidades. En esta circunstancia podría estar el origen de ambos resultados.

Desde otro punto de vista, llama la atención que en el modelo con resultados válidos que combina la comparación interpersonal, la ubicación media de los candidatos y la distancia *city block*, la proximidad pierde significación estadística y presenta una relación inversa respecto al comportamiento de la variable dependiente. Esto conduce a considerar que el aumento de la distancia entre los votantes y los candidatos genera mayor utilidad en los electores que la cercanía, lo cual, es cónsono con lo que establece la teoría direccional RML. No obstante, también hay que tomar en cuenta que en este caso la operacionalización de la variable no se refleja en productos escalares sino unidades *city block*.

En cuanto a los coeficientes de la prueba *rho* de *Spearman*, es destacable que los valores obtenidos son congruentes con los resultados de la estrategia de las diferencias propuesta por Westholm (1997, p. 869). Sin embargo, tal y como señala este autor (1997, p. 876), la construcción de la variable de la proximidad haciendo uso de la distancia euclidiana cuadrática parece afectar en mayor medida el desempeño de la teoría clásica que cuando se utiliza para ello la métrica *city block*.

Caso Uruguay 2009.

Los resultados sobre las elecciones uruguayas de 2009 se muestran en la tabla 3.3. En los casos anteriores, a excepción de una única prueba, todos los coeficientes presentan un nivel de significación $p \text{ valor} \leq 0.01$. Sin embargo, en estas elecciones los resultados muestran diversos niveles de confianza afectando, específicamente, a la variable de la proximidad. También es llamativo que esta formulación presenta signos negativos en casi todas las combinaciones con la excepción de los modelos que incluyen la distancia euclidiana cuadrática, la ubicación idiosincrática de los candidatos y cualquiera de las distancias. Tal y como se expuso en el caso de México 2006, un

resultado de este tipo es analíticamente contrario a la lógica de la teoría de la proximidad.

Teniendo en cuenta ese aspecto, las combinaciones más potentes a nivel explicativo son las que incluyen los supuestos de la comparación intrapersonal, la ubicación individual de candidatos y cualquiera de las distancias (24% en ambos casos). Sin embargo, es importante realizar dos consideraciones sobre los resultados de estos modelos. La primera de ellas es que en las pruebas de colinealidad y correlación entre las variables independientes, nuevamente, la combinación de la comparación intrapersonal y la distancia euclidiana cuadrática no supera los mínimos necesarios para aceptar la validez de sus coeficientes. Esto afecta también al modelo donde se emplea la media como mecanismo para el posicionamiento objetivo de los candidatos. La segunda consideración es que en el caso de la distancia *city block* la proximidad no reporta ningún tipo de importancia estadística. De hecho, los valores de esta variable son negativos o muy bajos en todas las pruebas, con la excepción del modelo que presenta mejor ajuste pero cuyos resultados están sesgados por los problemas de colinealidad.

Tabla 3.3. Efectos del método en la evaluación de los modelos de proximidad y dirección RML. Uruguay 2009.

	Ubicación individual de candidatos		Media de la ubicación de los candidatos	
	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²
Intrapersonal				
Proximidad	-.025 (.018)	.249 (.007)**	-.096 (.026)**	-1.013 (.018)**
Direccionalidad	.486 (.005)**	.255 (.016)**	.384 (.008)**	1.397 (.038)**
R ² Ajustado	.242	.247	.172	.207
Rho de Spearman (correlación)				
Proximidad	-.146**	.478**	-.164**	.299**
Direccionalidad	.412**	.412**	.336**	.336**
Interpersonal				
Proximidad	-.058 (.014)**	.073 (.004)	-.096 (.018)**	-.093 (.007)*
Direccionalidad	.421 (.005)**	.369 (.011)**	.350 (.009)**	.446 (.016)**
R ² Ajustado	.189	.187	.143	.137

Las entradas de las variables independientes son coeficientes estandarizados de la regresión con error estándar entre paréntesis. El número de casos es de 1940, correspondientes a 388 entrevistados. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. Los candidatos son José Mujica, Luis Alberto Lacalle, Pedro Bordaberry, Pablo Mieres y Raúl Rodríguez da Silva. Primera vuelta.
** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Por otro lado, los coeficientes de la proximidad son ligeramente superiores, en términos absolutos, en los modelos válidos donde se emplea la media de la percepción de los votantes en comparación con los que utilizan el posicionamiento idiosincrático de los candidatos. También lo son respecto a los niveles de significación estadística que

reportan los coeficientes. Sin embargo, no se debe olvidar que dentro de estos modelos aquellos que presentan signos negativos cambian su interpretación en contra de la cercanía. En cuanto a la direccionalidad RML, los modelos donde se utiliza la ubicación individual de los candidatos esta variable presenta mejores puntuaciones en la distancia *city block* que en la métrica euclidiana cuadrática. Lo contrario ocurre en los modelos donde se emplea la media de la percepción de todos los electores.

Sobre los resultados de la correlación *rho* de *Spearman* se debe destacar que el modelo que combina la distancia euclidiana cuadrática y el posicionamiento idiosincrático de los candidatos es el único que muestra resultados contrarios a los obtenidos mediante la estrategia de las diferencias. A pesar de ello, la validez de los mismos es muy cuestionable dado que la correlación entre las variables independientes es de 0.951 en el coeficiente de *Pearson* y, de 0.858, en la misma prueba *rho*. Esto impide determinar con certeza la medida en que cada una de las teorías contribuye en la obtención de tales resultados. También en este caso, la formulación mixta de Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 103) constituye el mejor modelo alternativo para llevar a cabo dicha evaluación.

Caso Perú 2011.

En caso de las elecciones presidenciales de Perú, la direccionalidad constituye la variable con mayor peso en todos los modelos. Entre ellos, al igual que en las elecciones anteriores, las combinaciones que incluyen la comparación intrapersonal, la ubicación individual de los candidatos y cualquiera de las distancias son las que presentan los mejores ajustes (0.205 para la *city block* y de 0.195 para la euclidiana cuadrática). Contrariamente, la utilización de la media como medida objetiva de posicionamiento de los candidatos perjudica de manera importante los coeficientes de determinación.

En ese sentido, el uso de la media y la comparación interpersonal de las utilidades en las pruebas perjudican la significación estadística de la variable de la proximidad. También se evidencia un ligero aumento del error estándar en tales combinaciones, lo cual, es consecuente con las apreciaciones de Lewis y King (1999, p. 27) y Westholm (2001, p. 466) sobre la ligera inestabilidad que introduce la utilización de esta medida. En este sentido, es importante señalar que la desviación estándar del posicionamiento medio de los candidatos que participan en estas elecciones es superior

a 2.6 unidades, llegando a alcanzar en el caso del candidato Humala un valor de hasta 3 puntos de la dimensión.

Sin embargo, la mayor distorsión se produce en relación a los problemas de colinealidad y correlación entre las variables independientes. En ese sentido, a diferencia de lo que ocurre en los casos de México 2006 y Uruguay 2009, las pruebas de tolerancia sólo muestran resultados desfavorables en el modelo que combina la comparación intrapersonal, el posicionamiento medio de los candidatos y la distancia euclidiana cuadrática. En dicho modelo, la correlación de *Pearson* entre las variables independientes es de 0.984 y el *variance inflation factor* (VIF) es de 31.839. Esto invalida los resultados obtenidos a partir de esta conjunción de supuestos.

Tabla 3.4. Efectos del método en la evaluación de los modelos de proximidad y dirección RML. Perú 2011.

	Ubicación individual de los candidatos		Media de la ubicación de los candidatos	
	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²
Intrapersonal				
Proximidad	.124 (.015)**	.141 (.005)**	-.075 (.033)**	-.867 (.031)**
Direccionalidad	.389 (.005)**	.308 (.012)**	.292 (.012)**	1.118 (0.65)**
R ² Ajustado	.205	.195	.075	.094
Rho de Spearman (correlación)				
Proximidad	.138**	.389**	-.046**	.138**
Direccionalidad	.411**	.411**	.256**	.256**
Interpersonal				
Proximidad	.072 (.011)**	.125 (.003)**	-.013 (.017)	.026 (.005)
Direccionalidad	.383 (.004)**	.296 (.007)**	.244 (.012)**	.231 (.015)**
R ² Ajustado	.161	.162	.060	.061

Las entradas de las variables independientes son coeficientes estandarizados de la regresión con error estándar entre paréntesis. El número de casos es de 4855, correspondientes a 971 entrevistados. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. Los candidatos son Ollanta Humala, Keiko Fujimori, Alejandro Toledo, Pedro Pablo Kuczynski y Luis Castañeda. Primera vuelta.
 ** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

En cuanto a los resultados de la correlación *rho* de *Spearman* es importante destacar que la direccionalidad RML constituye la variable vencedora en todos los esquemas. Esto es similar a lo que reflejan los coeficientes obtenidos mediante la aplicación de la estrategia de las diferencias. Sin embargo, contrario a lo que ocurre en el caso de las elecciones de México 2006, la construcción de la variable de la proximidad haciendo uso de la distancia *city block* parece afectar en mayor medida el desempeño de la teoría clásica que el uso la métrica euclidiana cuadrática.

También, esto se refleja en los coeficientes de todas las regresiones múltiples. Como se observa, con excepción del modelo sesgado por la colinealidad entre las variables independientes, el esquema de la proximidad obtiene peores resultados

cuando se hace uso de esa métrica en la determinación de las distancias. Esto se acentúa en los modelos que incluyen el uso de la posición media de los candidatos, al punto que en su relación con la variable dependiente se vuelve negativa y no significativa en la interpersonalidad.

Caso Brasil 2006.

La tabla 3.5 muestra los resultados de las diversas combinaciones de supuestos en la elección presidencial de Brasil 2006. Al igual que los casos anteriores, los modelos que presentan los R^2 ajustados más altos son los que combinan la comparación intrapersonal y ubicación individual de los candidatos. No obstante, entre esos modelos sólo el que incluye la distancia *city block* presenta algún grado de significación estadística en las dos variables, mientras que la combinación que utiliza la métrica euclidiana cuadrática descarta por completo el componente de la proximidad. En ambos modelos, el peso de la dimensión ideológica es cercano al 20% de la evaluación electoral de los votantes.

Por otro lado, la direccionalidad resulta desfavorecida en los modelos que combinan la distancia euclidiana cuadrática con la media de la ubicación de los candidatos. En este sentido, es importante advertir que al igual que el caso de Perú 2011, las pruebas de colinealidad y correlación entre las variables independientes invalidan los resultados del modelo que incluye, además de los dos supuestos mencionados, la comparación intrapersonal de las utilidades. Sin embargo, los efectos negativos del uso de esta medida objetiva no son exclusivos de estos dos modelos sino que se extienden a todas las combinaciones en las que participa: aumentando el error estándar y disminuyendo la capacidad explicativa que reportan las pruebas.

Siendo así, el R^2 ajustado de los esquemas válidos en esta mitad de la tabla 3.5 apenas supera el 2%, entendido este valor como la capacidad explicativa que tienen ambas teorías respecto a la utilidad que reportan los votantes en esta contienda electoral. Cabe destacar que, al igual que en las elecciones de México 2006 y Perú 2011, la desviación estándar del posicionamiento medio de los candidatos es bastante elevada. En el caso del candidato Lula, este descriptivo alcanza un valor de 3.6 unidades, mientras que en los votantes de Alckmin es de 3.3 puntos. Helena y Buarque, los

candidatos con menor apoyo electoral, presentan desviaciones estándar de 3.1 y 2.7 unidades, respectivamente.

También, es importante tener en cuenta que en la combinación que incluye la comparación interpersonal, la distancia euclidiana cuadrática y la media de la ubicación de los candidatos, la direccionalidad pierde toda significación estadística. Este es el único de los modelos de regresión con resultados válidos que muestra una superioridad de la proximidad respecto al esquema direccional RML. En el resto de modelos los resultados que muestran las pruebas son evidencia empírica contraria a la teoría clásica de la utilidad del voto. En el extremo de esta afirmación, están aquellos modelos donde la proximidad se relaciona de forma inversa con la variable dependiente, aunque en sólo uno de ellos esta variable tiene algún tipo de significación estadística.

Tabla 3.5. Efectos del método en la evaluación de los modelos de proximidad y dirección RML. Brasil 2006.				
	Ubicación individual de los candidatos		Media de la ubicación de los candidatos	
	Distancia City Block	Distancia Euclidiana²	Distancia City Block	Distancia Euclidiana²
Intrapersonal				
Proximidad	.152 (.019)**	-.089 (.008)	.093 (.063)**	1.231 (.064)**
Direccionalidad	.411 (.006)**	.536 (.017)**	.097 (.021)**	-1.090 (.131)**
R ² Ajustado	.224	.204	.023	.049
Rho de Spearman (correlación)				
Proximidad	.212**	.371**	.008	.086**
Direccionalidad	.398**	.398**	.078**	.078**
Interpersonal				
Proximidad	.060 (.016)**	.109 (.004)**	-.056 (.028)*	.068 (.007)*
Direccionalidad	.392 (.006)**	.319 (.010)**	.108 (.025)**	.038 (.028)
R ² Ajustado	.170	.170	.008	.008

Las entradas de las variables independientes son coeficientes estandarizados de la regresión con error estándar entre paréntesis. El número de casos de 1720, correspondientes a 430 entrevistados. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. Los candidatos son Luiz Inácio Lula, Geraldo Alckmin, Heloísa Helena y Cristovam Buarque. Primera vuelta.
 ** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

En ese mismo orden de ideas, los coeficientes de las correlaciones *rho* de Spearman muestran congruencia con los resultados de la estrategia intrapersonal de las diferencias. La excepción la constituye el modelo que combina el posicionamiento medio de los candidatos con la distancia euclidiana cuadrática. En este caso, la teoría clásica de la proximidad supera la direccionalidad RML. Esto es similar al resultado que muestra de la regresión intrapersonal correspondientes a dichas variables y que presenta los problemas de colinealidad y correlación entre las variables independientes descritos con anterioridad.

Caso Brasil 2010.

La tabla 3.6 muestra los resultados de la mezcla de los supuestos en la elección presidencial de Brasil 2010. Entre los casos analizados, éste destaca por el hecho de que la significación estadística de la proximidad se pierde en tres de las ocho pruebas llevadas a cabo para la evaluación de las teorías. Dos de esos modelos incluyen el supuesto de la comparación interpersonal con el uso de la posición media de los competidores y dos emplean la métrica euclidiana cuadrática en la definición de la distancia entre votantes y candidatos.

A pesar de lo llamativos que resultan estos resultados, antes de profundizar en cualquier tipo de análisis es importante tener en cuenta dos consideraciones. La primera de ellas es que, al igual que en las elecciones de México 2006 y Uruguay 2009, los modelos que incluyen la comparación intrapersonal junto a la distancia euclidiana cuadrática no superan las pruebas de colinealidad y de correlación entre las variables independientes. Esto, evidentemente, excluye a ambos modelos de cualquier tipo de análisis de sus coeficientes e invita, nuevamente, a tomar en cuenta el uso de las formulaciones mixtas para llevar a cabo este tipo de validación empírica.

La segunda consideración es que en los dos modelos donde se utiliza la métrica *city block* y el posicionamiento medio de los candidatos, la proximidad muestra resultados inversamente proporcionales a los valores que asumen las respectivas variables dependientes. De estos casos, sólo la versión intrapersonal de esta combinación de supuestos presenta significación estadística a un nivel de *p valor* ≤ 0.05 . Esto es así sin dejar de tener en consideración que el R^2 ajustado de ambas regresiones es verdaderamente mínimo.

Distinto ocurre con los resultados de los modelos que emplean la ubicación individual de los candidatos. En esas cuatro regresiones el R^2 ajustado es mucho mayor que el obtenido en el conjunto de combinaciones que utilizan la media como medida objetiva. Esto, en consonancia con lo que ocurre en las elecciones de México 2006, Perú 2011 y Brasil 2006, está relacionado con el hecho de que la desviación estándar que presentan las posiciones de los candidatos son muy elevadas: 3.8 en Rouseff, 3.5 en Serra y 3.1 en Silva. De allí el aumento que registran los errores estándar asociados a los coeficientes obtenidos mediante el uso de esta medida fija en las cuatro pruebas.

Hechas estas consideraciones, la regresión que presenta mejor ajuste es la compuesta por los supuestos de la comparación intrapersonal, la ubicación idiosincrática de los candidatos y la métrica *city block*. En este caso, ambas variables son significativas a un nivel de $p \text{ valor} \leq 0.05$ y los coeficientes muestran que la direccionalidad RML es muy superior al paradigma de la teoría clásica del voto. Un resultado similar se observa en los modelos interpersonales que incluyen el posicionamiento individual de los competidores.

Tabla 3.6. Efectos del método en la evaluación de los modelos de proximidad y dirección RML. Brasil 2010.

	Ubicación individual de los candidatos		Media de la ubicación de los candidatos	
	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²
Intrapersonal				
Proximidad	.136 (.016)**	-.059 (.007)	-.117 (.101)**	.425 (.072)**
Direccionalidad	.507 (.004)**	.617 (.015)**	.159 (.029)**	-.307 (.135)**
R ² Ajustado	.329	.314	.022	.018
Rho de Spearman (correlación)				
Proximidad	.223**	.447**	-.100**	-.010
Direccionalidad	.513**	.513**	.076**	.076**
Interpersonal				
Proximidad	.099 (.014)**	.071 (.004)*	-.031 (.025)	.008 (.007)
Direccionalidad	.478 (.005)**	.444 (.008)**	.101 (.031)**	.115 (.028)**
R ² Ajustado	.262	.254	.014	.013

Las entradas de las variables independientes son coeficientes estandarizados de la regresión con error estándar entre paréntesis. El número de casos es de 2202, correspondientes a 734 entrevistados. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. Los candidatos son Dilma Rousseff, José Serra, Marina Silva. Primera Vuelta.
 ** p valor ≤ 0.01 ; * p valor ≤ 0.05 .

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

En cuanto a la correlación ordinal *rho* de *Spearman*, los resultados muestran relaciones un poco distintas a las obtenidas mediante las pruebas basadas en las diferencias. Por un lado, el uso de la ubicación individual de los candidatos favorece el desempeño empírico del modelo direccional RML en las dos combinaciones donde participa. Este resultado es similar al reportado por la prueba donde intervienen la media y la distancia euclidiana cuadrática. Sin embargo, la combinación entre la media y la métrica *city block* favorece una especie de lejanía entre votantes y candidatos pero no en términos de productos escalares sino en las unidades de dicha medida. De acuerdo con ello, en las dos pruebas donde se emplea la media como medida objetiva de la ubicación de los candidatos los resultados son contrarios a los que muestran las mismas combinaciones de variables en las regresiones intrapersonales.

Análisis de los resultados de las diversas combinaciones de supuestos en la comparación entre la proximidad y la direccionalidad RML.

Luego haber analizado los resultados de las 8 posibles combinaciones de supuestos en cada uno de las elecciones estudiadas, no cabe duda de que el hallazgo más destacable es que la teoría de la direccionalidad RML supera ampliamente a la teoría clásica del voto en todos los comicios analizados. De hecho, sólo en 2 regresiones de un total de 48 pruebas se obtienen resultados válidos a favor de la proximidad: la combinación de la comparación intrapersonal, la ubicación individual de los candidatos y la distancia euclidiana cuadrática en las elecciones chilenas de 2009 y la mezcla de la comparación interpersonal, la ubicación media de los candidatos y la distancia euclidiana cuadrática en los comicios de Brasil 2006. De ambos casos, sólo el primero muestra un coeficiente de determinación importante desde el punto de vista estadístico.

Una consecuencia importante de este hallazgo es que parece no existir una relación entre el tipo de supuesto incluido en los modelos y los resultados obtenidos en las pruebas estadísticas. Algo similar le ocurre a Johnston, Fournier y Jenkins (2000, p. 1148) en su trabajo sobre las elecciones canadienses de 1993 y 1997, pero en apoyo al modelo de la proximidad. En palabras de estos autores, un resultado de esta naturaleza, donde un modelo sobrevive a los supuestos que metodológicamente favorecen al otro, constituye una evidencia empírica muy sólida a favor de la teoría que resulta beneficiada. Siendo así, la direccionalidad RML constituye, indiscutiblemente, el paradigma más representativo en los casos analizados.

Por otro lado, sí parece existir una relación entre los supuestos y la capacidad explicativa (coeficientes de determinación) que evidencian los distintos modelos de regresión. En ese sentido, con la excepción de las elecciones de Chile y Uruguay en 2009, resulta muy evidente que el uso de la media de la percepción de los votantes en la definición de la ubicación de los candidatos provoca un fuerte descenso de los R^2 ajustados que reportan las pruebas. Esto es así en contraposición a los resultados obtenidos mediante el uso del posicionamiento idiosincrático de los mismos. Al igual que ocurre en la interpretación de las curvas de apoyo, la gran dispersión que caracteriza el conjunto de las ubicaciones de los candidatos por parte de los electores en Brasil 2006 y 2010, México 2006 y Perú 2011, afecta también la capacidad de las variables

independientes para explicar la varianza de la variable dependiente. De allí el incremento que experimentan los errores estándar en los resultados de las pruebas (Lewis y King, 1999, p. 27; Westholm, 2001, p. 466). Teóricamente, esta falta de ajuste puede tener su origen en el grado de institucionalización de los sistemas de partidos de los países mencionados y/o en la lejanía que puede experimentar el elector respecto a la dimensión ideológica como elemento clave de su evaluación electoral.

Desde otro punto de vista, es importante señalar que la discriminación empírica entre las teorías llevada a cabo según los lineamientos propuestos por Westholm (1997, pp. 875, 876) presenta una dificultad metodológica adicional (relacionadas con las combinaciones de los supuestos) que puede sesgar los resultados de las pruebas. Esa dificultad tiene que ver con las consecuencias que acarrea la inclusión de efectos fijos en los modelos de regresión y los problemas de colinealidad y correlación entre las variables independientes presentes en algunos de los modelos.

Lewis y King (1999, p. 24), en un interesante trabajo que intenta arrojar luz sobre el debate de los supuestos bajo examen, demuestran que tanto la estrategia de Westholm (1997, p. 869) como la de Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991, p. 1119) pueden desviar los resultados a favor de una u otra teoría de utilidad del voto³⁸. Para ello, desarrollaron un modelo general donde separan todos los elementos que intervienen en la construcción de las variables independientes, de manera que se hace posible examinar el comportamiento de cada uno de ellos de forma independiente en ambas estrategias. Ese modelo se define de la siguiente manera (Lewis y King, 1999, pp. 24, 25):

$$U_{ij}^g = \alpha - \beta_v v_i^2 - \beta_c c_{ij}^2 + \beta_2 (2v_i c_{ij}), \quad (3.5)$$

donde v_i representa la posición del votante i en una determinada dimensión, c_{ij} la ubicación del candidato o partido j en la misma dimensión que v_i y, α y β son constantes desconocidas. Como se observa, este esquema se basa en el mismo principio

³⁸ Para llevar a cabo esta investigación Lewis y King (1999, pp. 25, 26 n9 y n10) emplean los datos de las elecciones noruegas de 1989 distribuidos por la *Norwegian Social Science Data Services*. También, aunque no presentan los resultados en dicho artículo, señalan que han confirmado sus hallazgos en datos sobre las elecciones de los Estados Unidos desde 1948 a 1996 contenidos en *NES Cumulative Data File (ICPSR Study No. 8475)*.

de descomposición de la distancia euclidiana cuadrática utilizado por Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 103) en su formulación mixta (ecuación 1.3), sólo que en esta modalidad además del producto escalar, también se separan los dos elementos que componen el subconjunto de la longitud. Esta disgregación de la posición del votante y la ubicación del candidato o partido constituye la clave del análisis que presentan estos autores. Cuando se cumple la condición $\beta_v = \beta_c = 0$ y $\beta_2 > 0$, el modelo general se comporta como una ecuación direccional RML, mientras que si reproduce el patrón $\beta_v = \beta_c = \beta_2 > 0$ el esquema se transforma en la fórmula de la teoría de la proximidad.

Lewis y King (1999, pp. 29, 30) señalan que cuando Westholm (1997, p. 869) adopta la estrategia de las diferencias en la evaluación del desempeño de las teorías, efectivamente remueve la incomparabilidad de las utilidades intrapersonales pero no efectúa ningún tratamiento que permita la comparación de las valoraciones entre los individuos. De hecho, su estrategia se basa en el cotejo de las diferencias en las evaluaciones *entre* los entrevistados, con lo cual, su análisis no sólo se lleva a cabo sobre las utilidades dentro de cada sujeto. La relajación de este supuesto trae consigo una importante consecuencia desde el punto de vista metodológico. En la medida en que persiste ese componente interpersonal y la posición de cada votante es igual para todos los candidatos, Westholm (2001, p. 449) remueve la restricción impuesta sobre el coeficiente β_v y el modelo de proximidad se vuelve difícilmente distinguible del paradigma direccional RML.

Esto se produce como consecuencia de la introducción de un efecto fijo φ_i en el modelo para la identificación de cada votante (ver ecuación 3.3). Cuando este autor permite la variación del intercepto entre los electores, esto es, la estimación de un α_i para cada i , dicho intercepto y el coeficiente β_v no se pueden identificar por separado dado que el componente v_i^2 es constante en cada votante i . Para ilustrar esta consecuencia, Lewis y King (1999, p. 30 n18) adoptan la estrategia de Westholm (1997, p. 869) y hacen uso de la transformación de las variables en sus diferencias respecto a las medias intra-votantes. De esta forma, la ecuación 3.5 queda definida de la siguiente manera:

$$Y_{ij} - \bar{Y}_j = \beta_v(v_i^2 - \bar{v}_i^2) + \beta_c(c_j^2 - \bar{c}_j^2) + \beta_2 2(v_i c_j - \bar{v}_i \bar{c}_j) + e - \bar{e}_j. \quad (3.6)$$

Las barras sobre las variables representan las medias dentro de cada elector. Como se observa, si v_i^2 es fija para cada elector, entonces $v_i^2 - \overline{v_i^2} = 0$ para todo i , por lo que β_v no se puede identificar y tampoco afecta el ajuste del modelo. Esto hace que la discriminación de las teorías dependa únicamente de la posición de los candidatos o partidos y del producto escalar, de modo que la condición de la proximidad $\beta_c = \beta_2$ tiende a superar la restricción direccional $\beta_c = 0$ (Lewis y King, 1999, p. 31). Si, además, se emplea la media de la ubicación de los competidores, tal y como lo demuestran Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, pp. 681, 682), el segundo término $(c_j^2 - \overline{c_j^2})$ se transforma en una constante para cada partido y el modelo de proximidad se vuelve indistinguible del paradigma direccional RML³⁹. Este es el origen de los problemas de colinealidad y correlación entre las variables independientes que muestran los modelos que incluyen la distancia euclidiana cuadrática y la comparación intrapersonal de las diferencias. También podría ser la explicación de los resultados donde la proximidad resulta vencedora en las elecciones de Chile 2009.

En principio, como señalan Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, p. 685) el producto escalar constituye un componente anidado de la distancia euclidiana cuadrática y, por lo tanto, la distinción entre ambas teorías se produce en virtud de la longitud del vector del votante y de la longitud del vector del partido o candidato. Si el empleo de la estrategia de las diferencias disminuye o anula el efecto de uno de estos vectores el aumento de la correlación entre los modelos y la aparición de la colinealidad resulta la consecuencia más obvia de esta forma de evaluación empírica. El apéndice 3.1 muestra los resultados de las pruebas de tolerancia y los coeficientes de las correlaciones de *Pearson* y de *rho* de *Spearman* entre las variables independientes que representan ambas teorías.

Como se observa, de 12 modelos que incluyen el supuesto de la comparación intrapersonal de las diferencias y la distancia euclidiana cuadrática, 8 obtienen un mal desempeño en la prueba del *variance inflation factor* (VIF). 5 de esos 8 modelos incluyen en la combinación de supuestos la ubicación media de los candidatos y 3 utilizan el

³⁹ Esta constante partidista, en un modelo direccional RML que incluya la operacionalización de la región de aceptabilidad o cualquier otro efecto fijo partidista, quedaría absorbida por un intercepto también partidista (Macdonald, Rabinowitz y Listhaug, 1998, p. 862). De allí es donde se deduce que ambos modelos son idénticos.

posicionamiento idiosincrático de los mismos. Como información adicional es importante señalar que los 12 modelos presentan coeficientes de correlación de *Pearson* entre las variables independientes por encima de 0.898, lo cual, prácticamente supera el límite convencional de tolerancia a este tipo de asociación fijado en 0.9 (Hair, Anderson, Tatham y Black, 1999, p. 185).

Evaluación de la región de aceptabilidad y los modelos mixtos.

Hasta este punto la discriminación entre las teorías de utilidad del voto ha venido excluyendo de las pruebas un componente importante de la teoría direccional RML: la región de aceptabilidad. Este constructo fue planteado inicialmente en Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 83) pero no fue plenamente desarrollado sino hasta la publicación de Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991, pp. 1119-1121). En ese trabajo, la operacionalización de la región de aceptabilidad está estrechamente vinculada a la introducción de la regresión de datos agrupados utilizada en las evaluaciones anteriores (ecuación 3.1), siendo este modelo de regresión el que abre la puerta para la inclusión de la penalidad asociada a este componente como un efecto fijo que identifica a cada partido.

Tomando en cuenta su perspectiva de evaluación interpersonal de las utilidades resulta evidente que Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, pp. 661-664) están más preocupados por cualquier circunstancia que tenga un efecto general sobre el conjunto de las evaluaciones que recibe cada formación política (como puede ser un mal desempeño gubernamental, un líder especialmente carismático, un escándalo de corrupción o, la propia radicalización extrema de los partidos) que por la excentricidad o los diferentes niveles de evaluación que se observan dentro de cada individuo. Producto de esa preocupación y de la propia necesidad de operacionalización de la región de aceptabilidad, estos autores transforman el modelo de datos agrupados en un esquema de efecto fijo al incluir en la ecuación de regresión un intercepto variable, no entre los individuos como en el caso de Westholm (1997, p. 869), sino entre las diferentes opciones de candidatos o partidos. Formalmente, esto se refleja en el cálculo de un α_j para todo j , que redefine la ecuación 3.1 de la siguiente manera:

$$Y_{ij} = \alpha_j + X_{ij}\beta + u_{ij}, \quad (3.7)$$

donde $\alpha_j = \alpha + \pi_j$. α es el intercepto general y π_j la variable *dummy* partidista. Como resulta evidente, más allá de las críticas realizadas por Iversen (1994, p. 48) a este constructo y que fueran expuestas en el capítulo teórico de este trabajo, la evaluación empírica de la región de aceptabilidad llevada a cabo siguiendo estos planteamientos adolece de las mismas dificultades que el modelo de efecto fijo empleado por Westholm (1997, p. 869) para la comparación intrapersonal de las diferencias.

En este sentido, Lewis y King (1999, pp. 26-29) advierten que cuando Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 101) introducen la media en la definición de la posición de los candidatos o partidos producen dos importantes problemas metodológicos. El primero, ya desarrollado anteriormente, tiene que ver con que la estimación del coeficiente β_c de la ecuación 3.5 se vuelve menos precisa, lo que deviene en un incremento de los errores estándar asociados a este componente. El segundo es que en la medida que las posiciones de los candidatos o partidos se consideran fijas y aumenta el número de las dimensiones, las estimaciones de dicho coeficiente β_c correlacionan con cualquier otro efecto específico presente en las valoraciones y que haya sido omitido en el modelo de regresión.

Siendo así, cuando Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1991, p. 1119; 1998, p. 661) incorporan cualquier atributo partidista que afecta la variable dependiente y, a su vez, permiten la variación del intercepto α entre las distintas formaciones políticas, introducen un efecto fijo partidista π_j que degenera en una colinealidad perfecta de α_j y el cuadrado de las posiciones de los partidos o candidatos c_j . Esto produce que el coeficiente β_c de la ecuación 4.5 se vuelva inestimable (Lewis y King, 1999, p. 28). Para ilustrar esta consecuencia, Lewis y King (1999, p. 28 n14) hacen uso de la transformación de las variables en sus diferencias respecto a las medias intrapartidistas. De esta forma la ecuación 4.6 queda definida de la siguiente manera:

$$Y_{ij} - \bar{Y}_j = \beta_v(v_i^2 - \bar{v}_i^2) + \beta_c(c_j^2 - \bar{c}_j^2) + \beta_2 2(v_i c_j - \bar{v}_i \bar{c}_j) + e - \bar{e}_j. \quad (3.8)$$

Como se observa, dado que c_j^2 no presenta variación entre los votantes y $c_j^2 - \bar{c}_j^2 = 0$ para todos los partidos, el valor que asume el coeficiente β_c no afecta el ajuste del modelo de regresión y los resultados tienden a favorecer el modelo direccional RML.

Siendo así, este tipo de operacionalización, al igual que el caso de la comparación intrapersonal de las diferencias, también genera un sesgo en los resultados de las pruebas.

Ante un escenario donde, por un lado, se encuentran las consecuencias metodológicas derivadas de la inclusión de efectos fijos en las regresiones (esto se produce tanto en Westholm (1997, p. 869) como en Macdonald, Listhaug y Rabinowitz (1991, p. 1119) y, por el otro, la necesidad de incluir en la evaluación empírica de los modelos el concepto de la región de aceptabilidad, resulta evidente que para proseguir las pruebas empíricas de ambos paradigmas es conveniente la utilización de algún tipo de formulación mixta. Estos modelos representan, claramente, la solución a ambos problemas.

En primer lugar, los esquemas unificados se apoyan en el supuesto de que la función de utilidad de los individuos combina elementos espaciales de proximidad con componentes direccionales, lo cual, siguiendo los argumentos de Iversen (1994, p. 52) expuestos en el capítulo teórico, es plenamente compatible con la existencia de una región *privada* de aceptabilidad⁴⁰. En segundo término, dado el carácter anidado del producto escalar en la distancia euclidiana cuadrática, la separación de este componente respecto a las longitudes de los vectores del votante y el partido o candidato, constituye una solución efectiva a los problemas de colinealidad y de correlación entre las variables independientes reportados en las pruebas (Macdonald, Rabinowitz y Listhaug, 1998, p. 685). También, esto se evidencia en una reducción de los errores estándar asociados a los coeficientes y en un mejor discernimiento del impacto de cada componente en los resultados de la regresión. Por último, la distancia euclidiana cuadrática garantiza mayor comparabilidad de los resultados puesto que sigue siendo la métrica más utilizada por los investigadores en la actualidad.

A pesar de ello, la resolución de estos problemas metodológicos no sólo depende de la disgregación de la distancia euclidiana cuadrática sino que también estriba en la concurrencia de otros supuestos empleados en la operacionalización de las teorías. En este sentido, el modelo mixto planteado en esta investigación se construye, además,

⁴⁰ Después de todo, la idea de un límite de tolerancia individual es mucho más consistente con la realidad política que la existencia de una zona en el espacio electoral cuyas dimensiones son compartidas por todos los electores y, fuera de la cual, los partidos reciben una penalización que también es igual en todos los electores sin importar su ubicación en dicha dimensión política.

sobre el posicionamiento idiosincrático de los candidatos y la comparación interpersonal de las utilidades. El uso de estos supuestos está plenamente justificado desde el punto de vista metodológico y teórico. En primer lugar, la evidencia empírica a favor de la direccionalidad RML es abrumadoramente mayoritaria en todas las combinaciones de supuestos, por lo tanto, no hay razones para pensar que la posible existencia de un sesgo a favor de la proximidad afecte decisivamente los resultados de las pruebas.

Por lo contrario, el uso del posicionamiento medio de los candidatos, con la excepción de los casos de Chile y Uruguay 2009, reduce de manera importante los R^2 ajustados de las regresiones. Esto se evidencia en que, incluyendo el caso de Uruguay 2009, los resultados de este coeficiente de determinación son bastante superiores cuando se utiliza el posicionamiento individual de los candidatos que cuando se emplea para ello el uso de la media. Una explicación a ello podría ser que quizás, tal y como señalan Merrill y Grofman (1999, pp. 177, 178), en estos países pueda existir una congruencia entre la forma de evaluación de los candidatos y las teorías estudiadas, pero conviviendo con una interpretación arbitraria de las escalas por parte de los electores.

Desde otro punto de vista, tampoco parece lógico pensar que los votantes construyan su decisión electoral tomando como parámetro una medida que es totalmente desconocida por ellos (Gilljam, 1997, p. 23; Dow, 1998, p. 262). Esto es extensible a la utilización de cualquier otra ubicación corregida de los partidos o candidatos. Sobre cómo operan estos métodos de ajuste es importante destacar que en su gran mayoría están basados en el uso de la media como indicador de la “verdadera” posición de los competidores políticos, lo cual, adolece de las mismas debilidades que el uso directo del cuestionado descriptivo (ver, por ejemplo, Merrill y Grofman (1997, p. 41) o Johnston, Fournier y Jenkins (2000, p. 1151). En esta investigación, se asume que de existir un sesgo en los resultados, tal y como señala Westholm (2001, p. 468), éste debería comportarse en el mismo sentido en que se produce formación de las preferencias y, por lo tanto, resulta difícilmente distinguible, procedimentalmente, de ellas.

Por otro lado, el uso de la estrategia de la comparación interpersonal de las utilidades tiene que ver con que el modelo básico de la prueba, la regresión de datos agrupados (*pooled regression analysis*), no contiene ni medias intra-votantes, ni medias

de la ubicación de los candidatos. Esto permite que el modelo goce de una amplia variabilidad en cada una de sus componentes lo que favorece una mejor estimación de los coeficientes con la consiguiente disminución de los errores estándar. También posibilita construir un segundo tipo de modelo, en este caso de efecto fijo, que incluya variables *dummy* por cada uno de los competidores sin temor a sesgar la estimación de los resultados. Cabe destacar que esta última estrategia, empleada por Johnston, Fournier y Jenkins (2000, p. 1155), constituye el único modelo de esta categoría que hasta este punto carece de evaluación empírica, dado que la utilización de los efectos fijos para la identificación de los votantes ya ha sido analizada en las pruebas anteriores. Finalmente, también se incluye un tercer tipo de modelo que incorpora en las evaluaciones toda clase de controles sociodemográficos.

Específicamente, las pruebas que se presentan a continuación corresponden a dos esquemas de formulaciones unificadas. El primero de ellos es el modelo mixto de Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 103). Tal y como se expuso en el apartado teórico, este modelo se basa en la descomposición de la distancia euclidiana cuadrática y se define según lo establece la ecuación 1.7. La interpretación de los resultados obtenidos mediante este modelo se realiza a partir del ratio de los coeficientes no estandarizados b_2/b_1 . Si los coeficientes tienden a aproximarse, es decir, ratio cercano a 1, el resultado es estrictamente a favor de la teoría clásica del voto. Si, por el contrario, el coeficiente de la longitud es menor que el coeficiente del producto escalar, ratio muy por encima de 1, significa que existe una superioridad del modelo direccional RML. Finalmente, si los coeficientes de ambos términos resultan significativos pero el coeficiente del producto escalar es más alto, se está en presencia de algún tipo de modelo mixto. Este modelo es la base de la mayor parte de formulaciones mixtas posteriores y es matemáticamente equivalente a los esquemas de Merrill (1993, p. 746), Iversen (1994, p. 51), Dow (1998, p. 263) y Merrill y Grofman (1997, p. 33).

La segunda formulación utilizada es la generalización del modelo Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 103) definida por Lewis y King (1999, p. 25) en la ecuación 3.5. Como se ha expuesto con anterioridad, este esquema se caracteriza por la separación de los vectores del votante v y del candidato c , de manera que cuando se cumple la condición $\beta_v = \beta_c = 0$ y $\beta_2 > 0$, el modelo se comporta como una ecuación direccional RML, y cuando se reproduce el patrón $\beta_v = \beta_c = \beta_2 > 0$, el esquema se transforma en

la fórmula de la proximidad. Esta formulación, tal y como señalan sus autores, no constituye un esquema de comportamiento electoral en sí mismo, sólo es una ecuación desarrollada para la comprensión y la evaluación estadística de las teorías de utilidad del voto.

A continuación, se presentan, por lo tanto, seis modelos de regresión en cada elección presidencial estudiada: tres se corresponden con la ecuación mixta RML y tres con la propuesta de Lewis y King (LK en lo sucesivo). De cada uno de esos grupos de tres regresiones la primera formulación constituye una prueba de datos agrupados, la segunda incorpora un efecto fijo por cada candidato (exceptuando la categoría de referencia) y la tercera incluye, además, algunos controles sociodemográficos.

Caso Chile 2009.

La tabla 3.7 muestra los resultados de la aplicación de las formulaciones mixtas a la evaluación de las teorías de utilidad del voto en la elección presidencial de Chile 2009. El primer elemento a destacar es que en el modelo RML coincide un ratio de 3.7 con la presencia de significación estadística en ambos coeficientes. Esto refleja la existencia de un esquema mixto con predominio del componente direccional RML. También se observa que este comportamiento del modelo se mantiene aun cuando se añaden los efectos fijos para la identificación de los candidatos (exceptuando Piñera que es la categoría de referencia) y los controles sociodemográficos de los electores.

La predicción del modelo LK resulta un poco más compleja aunque, en definitiva, es semejante a la formulación anterior. Tal y como se desprende de las reglas expuestas con anterioridad, la discriminación entre las teorías de utilidad del voto mediante el esquema LK depende exclusivamente del comportamiento de los vectores de los votantes y de los candidatos. Esto se debe a que la restricción sobre el valor que debe asumir el coeficiente de los productos escalares es similar para ambas teorías, $\beta_2 > 0$.

Teniendo este aspecto en consideración, se observa que en los resultados obtenidos en la presente estrategia el beta asociado a las posiciones de los votantes presenta un valor muy aproximado a cero, aspecto que coincide con la regla de la teoría direccional RML $\beta_v = 0$. Sin embargo, dicho componente carece de significación estadística en el modelo de regresión, contrario a lo que ocurre con el coeficiente asociado a las posiciones de los candidatos. Dicho beta sí influye de manera significativa

en los resultados de la prueba pero su valor, aunque es ligeramente mayor al coeficiente de los votantes (violando la exigencia de la proximidad), no llega a igualar el peso de los productos escalares. Ante estas circunstancias, al igual que ocurre con la interpretación del esquema RML, el comportamiento del modelo refleja una combinación entre ambas teorías con un fuerte predominio del componente de la dirección.

Tabla 3.7. Resultados de los modelos mixtos RML y LK en la evaluación empírica de las teorías de utilidad del voto. Chile 2009.

	Modelo mixto RML		Modelo mixto LK					
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados				
- Votante ²			-.003(.005)	-.008				
- Candidato ²			.044(.005)	.133**				
- Longitud	.023(.003)	.098**						
2Prod. Escalar	.085(.003)	.493**	.086(.003)	.495**				
R² Ajustado	.258		.266					
Ratio b_2/b_1	3.7							
	Modelo mixto RML + efectos fijos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles		Modelo mixto LK + efectos fijos candidatos		Modelo mixto LK + efectos fijos candidatos + controles	
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados
- Votante ²					-.005(.005)	-.014	-.008(.005)	-.022
- Candidato ²					.064(.007)	.195**	.063(.007)	.190**
- Longitud	.023(.004)	.101**	.022(.004)	.095**				
2Prod. Escalar	.084(.003)	.485**	.084(.003)	.484**	.083(.003)	.480**	.083(.003)	.479**
Efectos fijos y controles ^a								
Frei	-.394(.145)	-.054**	-.385(.145)	-.053**	-1.022(.166)	-.140**	-1.001(.166)	-.137**
Arrate	-.939(.133)	-.129**	-.936(.133)	-.128**	-1.148(.135)	-.157**	-1.142(.135)	-.156**
Enriquez-Ominami	-.216(.144)	-.030	-.208(.144)	-.028	-.821(.164)	-.112**	-.800(.163)	-.110**
Zona geográfica (Santiago)			.406(.098)	.062**			.385(.096)	.059**
Nivel de educación			.061(.026)	.035*				
Religión (católica)			.196(.099)	.029*				
R² Ajustado	.269		.273		.281		.284	
Ratio b_2/b_1	3.65		3.81					

Las entradas de las variables independientes son los coeficientes estándar entre paréntesis. El número de casos de los modelos mixtos y modelos mixtos + efectos fijos es de 3396, correspondientes a 849 entrevistados. El número de casos de los modelos con controles es de 3388, correspondiente a 847 entrevistados. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración (gusto-disgusto) de los candidatos. Los candidatos son Sebastián Piñera, Eduardo Frei, Jorge Arrate y Marco Enriquez-Ominami. Primera Vuelta.

** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.

^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: edad, género (hombre), sector laboral (público), ingresos del hogar, religión (protestante). Categoría de referencia para los efectos fijos: Piñera.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Desde el punto de vista del ajuste de los modelos de regresión, es importante señalar que la formulación RML presenta coeficientes de determinación ligeramente inferiores a los del esquema mixto LK. Sin embargo, los R² ajustados, tanto en uno como en el otro modelo, aumentan ligeramente en la medida que se incluyen los efectos fijos de los candidatos y los controles sociodemográficos de los electores. En lo relativo a este aspecto, en ambas estrategias los candidatos Frei y Arrate reciben valoraciones medias significativamente inferiores a las del candidato de referencia Sebastián Piñera. Esto es similar a lo que ocurre con el control asociado a la ubicación geográfica de los votantes. En este particular, los entrevistados que habitan dentro de la ciudad de Santiago

presentan utilidades inferiores a la media de los electores cuya residencia está fuera de la capital chilena.

Si por el contrario lo que se toma en cuenta son las desigualdades entre los resultados de ambas estrategias se observa que la diferencia entre la media de la valoración de Piñera y la media de la evaluación de Enríquez-Ominami no presenta importancia estadística en la formulación RML, mientras que en el esquema mixto LK ocurre exactamente lo contrario. También se evidencia que en el modelo combinatorio RML presentan significación estadística otras dos variables de control que no están presentes en la formulación de Lewis y King: el nivel de educación y la religión. Estas variables reflejan que a mayor grado de instrucción formal también mejoran las valoraciones de los candidatos y que los católicos realizan evaluaciones inferiores, en términos medios, al resto de la población que no profesa dicho credo.

Caso México 2006.

La elección presidencial de México 2006 presenta resultados similares al caso de Chile 2009, esto es, modelos mixtos con predominio del componente asociado a los productos escalares. La tabla 3.8 muestra que en el esquema RML la direccionalidad alcanza una proporción de 7 veces la proximidad, aunque ambos elementos presentan significación estadística a nivel de $p\text{ valor} \leq 0.01$. Por su parte, la formulación LK muestra dos características: un coeficiente ligado a las posiciones de los votantes cercano a 0 pero sin relevancia estadística y un coeficiente asociado a los vectores de los candidatos que, siendo ligeramente mayor que el anterior, está muy por debajo del valor que alcanzan los productos escalares en dicho modelo.

A pesar de esta similitud con el caso anterior, en las elecciones de México 2006 el ratio de las formulaciones mixtas RML disminuye en la medida que se incluyen los efectos fijos de los candidatos y los controles sociodemográficos. Como se observa, dicho valor desciende a 4.34 en el segundo modelo y a 4.2 en el tercer esquema, lo cual, coincide con una mejora de los R^2 ajustados que presentan dichas regresiones. Esto refleja una contribución significativa en la especificidad de las pruebas a la vez que la predicción sobre el comportamiento electoral de los votantes permanece sin alteración: el componente direccional sigue siendo mayor en la combinación de las dos teorías.

Tabla 3.8. Resultados de los modelos mixtos RML y LK en la evaluación empírica de las teorías de utilidad del voto. México 2006.

	Modelo mixto RML		Modelo mixto LK					
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados				
- Votante ²			.003(.005)	.010				
- Candidato ²			.017(.004)	.052**				
- Longitud	.010(.003)	.051**						
2Prod. Escalar	.070(.001)	.594**	.069(.001)	.593**				
R² Ajustado	.365		.366					
Ratio b₂/b₁	7							
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles		Modelo mixto LK + efectos fijos candidatos		Modelo mixto LK + efectos fijos candidatos + controles	
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados
- Votante ²					.000(.004)	.001	.000(.005)	.000
- Candidato ²					.029(.004)	.091**	.030(.005)	.091**
- Longitud	.015(.002)	.075**	.015(.003)	.075**				
2Prod. Escalar	.065(.001)	.556**	.063(.002)	.541**	.065(.001)	.553**	.062(.002)	.537**
Efectos fijos y controles ^a								
López	-.177(.130)	-.021	-.160(.139)	-.019	-.206(.130)	-.024	-.191(.139)	-.022
Madrazo	-1.105(.131)	-.130**	-1.207(.140)	-.142**	-1.151(.131)	-.136**	-1.253(.140)	-.147**
Campa	-1.629(.132)	-.192**	-1.653(.142)	-.194**	-1.699(.133)	-.200**	-1.724(.143)	-.202**
Mercado	-1.247(.132)	-.147**	-1.284(.141)	-.151**	-1.312(.133)	-.155**	-1.350(.142)	-.159**
Edad			-.008(.003)	-.035**			-.008(.003)	-.035**
Género (hombre)			.219(.089)	.032*			.200(.089)	.029*
Nivel de Educación			-.105(.025)	-.063**			-.101(.025)	-.061**
Ingresos del hogar			-.118(.041)	-.042**			-.124(.041)	-.044**
Zona geográfica (Norte) ^o			-.858(.109)	-.103**			-.838(.109)	-.101**
R² Ajustado	.398		.411		.400		.414	
Ratio b₂/b₁	4.34		4.2					

Las entradas de las variables independientes son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. El número de casos de los modelos mixtos y modelos mixtos + efectos fijos es de 4145, correspondientes a 829 entrevistados. El número de casos de los modelos con controles es de 3565, correspondiente a 706 entrevistados. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. Los candidatos son Felipe Calderón, Andrés López, Roberto Madrazo, Roberto Campa y Patricia Mercado.

** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.

^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: religión (católica y protestante), raza (indígena), sector laboral (público), habitante de campo o ciudad (ciudad con más de 2500 habitantes). Categoría de referencia para los efectos fijos: Calderón.

^o La zona geográfica norte está formada por los estados: Baja California, Baja California Sur, Chihuahua, Coahuila, Durango, Nuevo León, Sinaloa, Sonora y Tamaulipas.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Por otro lado, también es importante señalar que ese aporte significativo de los efectos fijos y los controles sociodemográficos de los votantes también se refleja en los resultados de los modelos mixtos LK. En ambos esquemas el aumento en la explicación de la varianza reportado por las regresiones está por encima del 3% cuando se incorporan las variables *dummies* de los candidatos y sobre el 1% una vez que introducen las características de la población. También coinciden en que la diferencia entre la media de la valoración de Calderón (categoría de referencia) y el candidato López no presenta significación estadística alguna y, en que la edad, el nivel de educación y los ingresos del hogar correlacionan de forma inversa con la utilidad que producen en los electores los competidores de esta elección. Finalmente, tanto las mujeres como los habitantes de la del norte del país valoran de manera más positiva a los candidatos que participan en estos comicios.

Caso Uruguay 2009.

La elección presidencial de Uruguay 2009 muestra resultados en la formulación mixta LK ligeramente distintos a los observados en los dos casos anteriores. A pesar de que en la elección chilena de 2009 el coeficiente de las posiciones de los votantes también tiene signo negativo, en este comicio, sin alejarse de la proximidad a cero, aumenta su valor y adquiere relevancia estadística a nivel de $p \text{ valor} \leq 0.01$ ⁴¹. También se observa que el coeficiente asociado a los vectores de los candidatos es positivo y significativo pero su valor, ligeramente superior al coeficiente anterior, no llega a alcanzar al correspondiente a los productos escalares. Estas características sitúan el comportamiento de los modelos de evaluación electoral en esta elección en la misma predicción que los dos casos anteriores: un esquema mixto con predominio del componente direccional.

A un extremo de esta predicción se encuentran los resultados de la formulación mixta RML. En esa estrategia el componente longitud no reporta significación estadística alguna, por lo que la direccionalidad constituye la única teoría que explica la varianza de la utilidad en los resultados de esa regresión agrupada. Siendo así, con un ratio de 7 y tomando en consideración los resultados de la ecuación LK, la elección presidencial analizada se ubica entre un esquema puro direccional y una formulación mixta con una marcada influencia de dicho componente. A pesar de ello, tal y como ocurre en el caso anterior, no deja de ser llamativa la disminución del ratio entre los coeficientes no estandarizados que reportan las ecuaciones RML cuando se incluyen los efectos fijos y las variables de control. De hecho, el cambio de 4.8 a 4.27 que experimenta este indicador en el paso de un modelo que sólo incluye los efectos fijos a uno que incorpora, además, los controles sociodemográficos, parece bastante importante a pesar del que los coeficientes en ambas regresiones permanecen prácticamente sin alteración. Esto

⁴¹ Entre los autores existe una mayor o menor tolerancia a los coeficientes con signos diferentes a los estipulados en las restricciones de cada teoría. En esta investigación los valores obtenidos son similares a los observados en Lewis y King (1999) y Johnston, Fournier y Jenkins (2000), por lo que se asumen como válidos. Otros, como Queralt (2012, p. 6), siguiendo a Cho y Endersby (2003, p. 276), introducen modificaciones en la ubicación del *statu quo* con la finalidad de lograr una mayor conformidad entre los resultados obtenidos y las reglas sobre el comportamiento de cada teoría. Tomando en cuenta el trabajo de Achen (2005, p. 331), la causa de esta disparidad en los signos de los coeficientes y las predicciones de los modelos podría deberse a que, en una elevada N , cierta no linealidad puede estar presente en la prueba que altera los resultados de las pruebas en el sentido expuesto.

refleja de manera clara la sensibilidad que caracteriza a este tipo de indicador de proporciones.

Tabla 3.9. Resultados de los modelos mixtos RML y LK en la evaluación empírica de las teorías de utilidad del voto. Uruguay 2009.

	Modelo mixto RML		Modelo mixto LK					
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados				
- Votante ²			-.026(.007)	-.077**				
- Candidato ²			.039(.007)	.120**				
- Longitud	.008(.004)	.037						
2Prod. Escalar	.056(.003)	.427**	.056(.003)	.427**				
R² Ajustado	.187		.200					
Ratio b_2/b_1	7							
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles		Modelo mixto LK + efectos fijos candidatos		Modelo mixto LK + efectos fijos candidatos + controles	
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados
- Votante ²					-.026(.006)	-.078**	-.027(.006)	-.079**
- Candidato ²					.046(.006)	.143**	.044(.006)	.137**
- Longitud	.010(.004)	.050**	.011(.004)	.055**				
2Prod. Escalar	.048(.002)	.367**	.047(.002)	.361**	.048(.002)	.366**	.047(.002)	.360**
Efectos fijos y controles ^a								
Lacalle	-3.018(.189)	-.360**	-3.028(.187)	-.362**	-2.932(.188)	-.350**	-2.947(.185)	-.352**
Bordaberry	-2.764(.189)	-.330**	-2.774(.187)	-.331**	-2.742(.187)	-.327**	-2.753(.184)	-.329**
Mieres	-3.619(.190)	-.432**	-3.635(.188)	-.434**	-3.818(.190)	-.456**	-3.816(.188)	-.456**
Rodríguez	-4.691(.187)	-.560**	-4.695(.185)	-.561**	-4.642(.185)	-.554**	-4.650(.183)	-.555**
Ateos			.625(.130)	.086**			.669(.130)	.092**
Habitante de campo o ciudad (ciudad)			.421(.112)	.061**			.399(.124)	.059**
Etnia (afro)			-.831(.340)	-.043*			-.821(.336)	-.042*
Sector laboral (público)			-.323(.154)	-.037*				
Nivel de educación							.089(.037)	.044*
R² Ajustado	.399		.415		.414		.429	
Ratio b_2/b_1	4.8		4.27					

Las entradas de las variables independientes son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. El número de casos es de 1940, correspondientes a 388 entrevistados. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. Los candidatos son José Mujica, Luis Alberto Lacalle, Pedro Bordaberry, Pablo Mieres y Raúl Rodríguez. Primera Vuelta.

** p valor ≤ 0.01 ; * p valor ≤ 0.05 .

^a Otros casos analizados que resultaron no significativos son: edad, género (hombre), ingresos del hogar, raza (mestizo-indígena), zona geográfica (región metropolitana) y religión (católica). Categoría de referencia para los efectos fijos: Mujica.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Un aspecto sumamente interesante de este caso es el aumento que reportan los R² ajustados de las pruebas una vez que dichas variables son incluidas en los modelos de regresión de ambas estrategias. Tal y como se observa, estos coeficientes aumentan más que el doble de su valor únicamente con la incorporación de las variables *dummys* que identifican a los competidores. Siendo así, la contribuciones de las diferencias entre los candidatos Mieres y Rodríguez respecto a Mujica (candidato de referencia) son, en ambos casos, superiores al peso del componente asociado a los productos escalares que reportan los coeficientes estandarizados de dicho esquema.

Ello constituye el reflejo de la importancia que tienen los candidatos en esta elección y, muy posiblemente, del grado de institucionalización del sistema de partidos que caracteriza a este país latinoamericano. Para lograr una mejor comprensión de la

naturaleza de este efecto, es necesario llevar a cabo las pruebas de los modelos mixtos considerando a cada candidato por separado. Un análisis bajo esta estrategia permite que sea posible discriminar entre características partidistas y aspectos personales de los competidores, sin que estos factores correlacionen con los efectos fijos incluidos en las regresiones agrupadas.

En cuanto a los controles sociodemográficos, los resultados de ambas estrategias muestran que la media de las valoraciones de los candidatos por parte de los ateos y los habitantes de las ciudades son significativamente inferiores a las que realizan quienes no forman parte de estas categorías. Lo contrario ocurre con los afrodescendientes quienes evalúan mejor a los políticos que el resto de los individuos integrantes de la muestra analizada. Finalmente, en la formulación mixta RML también resultan relevantes los trabajadores del sector público y, en el esquema LK, los diversos niveles de educación. Mientras que los primeros reportan una utilidad superior frente al resto de la población, un mayor grado de formación se relaciona con una percepción más positiva de todos los candidatos.

Caso Perú 2011.

En la tabla 3.10 se muestran los resultados de los modelos mixtos en la elección presidencial de Perú 2011. En ellos se puede observar que el ratio de los coeficientes no estandarizados en la formulación RML es de 4.13, lo cual, unido a la presencia de significación estadística en ambos componentes cumple las restricciones de un modelo mixto con predominio direccional. La misma predicción se desprende de los resultados de la combinación LK. En ese esquema, el beta asociado a la posición de los candidatos es superior al coeficiente de los votantes, pero no llega a alcanzar la cifra que reporta el componente de los productos escalares. También hay que señalar que la posición de los electores, aunque presenta signo negativo, es aproximadamente cero y carece de significación estadística.

En lo relativo a los R^2 ajustados, se observa poca diferencia entre los resultados de ambas estrategias combinatorias, así como tampoco se evidencia una desigualdad significativa entre los modelos agrupados y aquellos que incluyen los controles y los efectos fijos. En este orden de ideas, la única variable sociodemográfica que resulta significativa en ambas formulaciones es la edad, mientras que la condición de indígena

sólo es relevante para el esquema mixto LK. Los resultados señalan que a medida que aumenta la edad disminuye la valoración de los candidatos y que los indígenas tienen una visión media más positiva de los competidores electorales que los individuos que no pertenecen a esta categoría. En cuanto a los efectos fijos, destaca que la diferencia entre el candidato de referencia Ollanta Humala y Pedro Pablo Kuczynski no presenta significación estadística en ninguna de las pruebas realizadas.

Tabla 3.10. Resultados de los modelos mixtos RML y LK en la evaluación empírica de las teorías de utilidad del voto. Perú 2011.

	Modelo mixto RML		Modelo mixto LK					
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados				
- Votante ²			-.007(.005)	-.019				
- Candidato ²			.037(.005)	.110**				
- Longitud	.016(.003)	.075**						
2Prod. Escalar	.066(.002)	.393**	.065(.002)	.389**				
R² Ajustado	.162		.167					
Ratio b_2/b_1	4.13							
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles		Modelo mixto LK + efectos fijos candidatos		Modelo mixto LK + efectos fijos candidatos + controles	
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados
- Votante ²					-.009(.005)	-.026	-.010(.005)	-.029*
- Candidato ²					.044(.005)	.133**	.042(.005)	.126**
- Longitud	.019(.003)	.087**	.017(.003)	.079**				
2Prod. Escalar	.066(.002)	.392**	.065(.002)	.385**	.065(.002)	.387**	.064(.002)	.382**
Efectos fijos y controles ^a								
Fujimori	-.526(.137)	-.064**	-.528(.138)	-.064**	-.594(.136)	-.072**	-.595(.138)	-.072**
Toledo	-.995(.137)	-.120**	-.993(.138)	-.120**	-1.114(.137)	-.135**	-1.109(.138)	-.134**
Kuczynski	.185(.136)	.022	.170(.138)	.021	.135(.136)	.016	.124(.137)	.015
Castañeda	-.516(.137)	-.062**	-.538(.138)	-.065**	-.646(.138)	-.078**	-.664(.139)	-.081**
Edad			-.008(.003)	-.034*			-.008(.003)	-.034**
Etnia (indígena)							-.208(.096)	-.029*
Evaluación del gobierno			.286(.062)	.061**			.273(.062)	.058**
R² Ajustado	.177		.177		.185		.186	
Ratio b_2/b_1	3.47		3.82					

Las entradas de las variables independientes son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. El número de casos en los modelos mixtos y modelos mixtos + efectos fijos es de 4855, correspondientes a 971 entrevistados. El número de casos de los modelos con controles es de 4750, correspondiente a 950 entrevistados. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. Los candidatos son Ollanta Humala, Keiko Fujimori, Alejandro Toledo, Pedro Pablo Kuczynski y Luis Castañeda. Primera Vuelta.
** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.
^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: género (hombre), nivel de educación, ingresos del hogar, sector laboral (público), Habitante de campo o ciudad (ciudad capital). Categoría de referencia para los efectos fijos: Humala.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Una variable adicional que se ha incluido en el estudio de esta elección es la evaluación del desempeño del gobierno peruano hasta el momento de la entrevista⁴².

⁴² Esta pregunta también está disponible en la base de datos del CSES (2013) para los casos de las elecciones de México, Brasil y Uruguay, pero no ha sido incluida en las regresiones de esos países debido a la redundancia que representa respecto a los efectos fijos de los candidatos que forman parte de la estructura de tales modelos. Cabe destacar que esta dificultad desaparece en las evaluaciones de los esquemas mixtos efectuados para cada uno de los competidores, de manera que pueden ser incluidos en la regresión junto a otras variables partidistas y personales de los candidatos sin temor alguno a generar sesgos en la estimación. En el caso de esta elección, no existe inconveniente en su incorporación a los modelos puesto que Mercedes Aráoz, la candidata del partido en el gobierno APRA (Partido Aprista

La misma resulta significativa en ambas estrategias lo que evidencia que las consecuencias de este factor tienen un carácter más sistémico, más en relación con la valoración de los políticos y la política en general que a favor de un determinado candidato. En este sentido, los resultados obtenidos en los modelos mixtos son prueba de la existencia de una relación directamente proporcional entre la utilidad que reportan los electores respecto de los candidatos y una evaluación retrospectiva positiva de la acción gubernamental sin distinción entre organizaciones políticas.

Finalmente, es importante advertir como, al igual que en los casos de México 2006 y Uruguay 2011, el ratio de los modelos mixtos RML desciende con la incorporación de los efectos fijos y las variables sociodemográficas. Este patrón también se observa en el comportamiento de los coeficientes estandarizados que forman parte de la formulación combinatoria LK. Mientras que en el paso de la regresión agrupada a la de efectos fijos se observa un incremento en el valor absoluto tanto del coeficiente de la posición del votante como en el de la ubicación de los candidatos, cuando se incluyen los controles sociodemográficos en la prueba sólo el primero de estos betas sigue en aumento hasta mostrar significación estadística. Por otro lado, en ambas estrategias, el coeficiente asociado a los productos escalares disminuye, aunque la predicción general sobre el comportamiento del modelo permanece sin alteración para todos los casos.

Caso Brasil 2006.

Cuando se analizan los resultados de la aplicación de los modelos mixtos a la elección presidencial de Brasil 2006, el primer aspecto que llama la atención es la significativa mejoría que experimentan los R^2 ajustados una vez que se incluyen los efectos fijos en las pruebas. A diferencia del caso de Uruguay, Brasil se caracteriza por tener el número efectivo de partidos electorales más alto de América Latina y una simpatía respecto dichas organizaciones que está por debajo de la media de la región. Esto hace suponer que la naturaleza de los factores que pudieran estar interviniendo en este comportamiento del modelo pudiera tener mayor relación con las características personales de los candidatos que con otros aspectos de índole partidistas.

Peruano), renuncia durante la campaña electoral y, por lo tanto, no hay efecto fijo relacionado con esa organización política.

Tabla 3.11. Resultados de los modelos mixtos RML y LK en la evaluación empírica de las teorías de utilidad del voto. Brasil 2006.

	Modelo mixto RML				Modelo mixto LK			
	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados		Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados	
- Votante ²					.005(.007)	.016		
- Candidato ²					.018(.007)	.061**		
- Longitud	.012(.004)		.062**					
2Prod. Escalar	.054(.003)		.406**		.054(.003)	.406**		
R² Ajustado	.170				.170			
Ratio b_2/b_1	4.5							
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles		Modelo mixto LK + efectos fijos candidatos		Modelo mixto LK + efectos fijos candidatos + controles	
	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados
- Votante ²					.001(.007)	.003	.003(.007)	.011
- Candidato ²					.033(.007)	.112**	.032(.007)	.108**
- Longitud	.017(.004)	.092**	.018(.004)	.095**				
2Prod. Escalar	.046(.003)	.350**	.046(.003)	.349**	.046(.003)	.348**	.046(.003)	.347**
Efectos fijos y controles ^a								
Alckmin	-1.152(.181)	-.165**	-1.153(.180)	-.165**	-1.171(.180)	-.168**	-1.171(.180)	-.167**
Buarque	-2.274(.184)	-.325**	-2.278(.183)	-.326**	-2.359(.185)	-.337**	-2.353(.185)	-.337**
Helena	-1.895(.181)	-.271**	-1.896(.180)	-.271**	-1.918(.181)	-.274**	-1.917(.180)	-.274**
Edad			-.010(.004)	-.053*			-.009(.004)	-.048*
Género (hombre)			.382(.127)	.063**			.365(.127)	.060**
R² Ajustado	.247		.253		.251		.256	
Ratio b_2/b_1	2.71		2.56					

Las entradas de las variables independientes son coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. El número de casos de los modelos es de 1720, correspondientes a 430 entrevistados. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. Los candidatos son Luiz Lula, Geraldo Alckmin, Heloísa Helena y Cristovam Buarque. Primera Vuelta.
** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.
^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: nivel de educación, ingresos del hogar, zona geográfica (Sudeste: Espírito Santo, Minas Gerais, Rio Janeiro, Sao Paulo), habitante de campo o ciudad (ciudad capital), religión (católica y protestante). Categoría de referencia para los efectos fijos: Lula.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

En cuanto a la evaluación de las teorías de utilidad del voto, las predicciones del modelo revelan un comportamiento similar a los casos de Chile 2009, México 2006 y Perú 2011. Esto es, modelos mixtos con un importante predominio del componente direccional. En el esquema LK, el coeficiente de los votantes asume un valor aproximado a cero, con lo cual cumple la restricción establecida por modelo RML $\beta_v = 0$. Sin embargo, este componente no presenta ningún tipo de significación estadística en los resultados obtenidos. Por otro lado, el beta de los candidatos, aunque sí presenta relevancia estadística, muestra un valor superior al coeficiente de los electores, aspecto que viola la condición direccional $\beta_v = \beta_c$. Tampoco llega a cumplirse la regla de igualdad con respecto al componente de los productos escalares, $\beta_c = \beta_2$, exigida en la teoría clásica del voto.

Por su parte, la estrategia mixta RML muestra un ratio entre los coeficientes no estandarizados de 4.5 veces la direccionalidad en relación a la proximidad. Este indicador, al igual que ocurre en las elecciones de México 2006, Uruguay 2009 y Perú 2011, disminuye su valor con el paso de una regresión agrupada a las estrategias que

incluyen los efectos fijos y las variables de control. Sin embargo, en todos los esquemas RML se mantiene la disparidad y la significación estadística de ambos componentes, por lo que también se mantiene una idéntica predicción sobre la relación que existe de ambas teorías de utilidad del voto.

Por otro lado, las diferencias entre las valoraciones de los candidatos que participan en esta elección respecto a Lula (candidato de referencia) presentan significación estadística tanto en la estrategia RML, como en la formulación mixta LK. De igual modo ocurre con los controles sociodemográficos. En ese aspecto, resultan relevantes en distintos niveles la edad y el género. El primero, significativo a un $p \text{ valor} \leq 0.05$, presenta una relación inversamente proporcional con la utilidad que reportan los electores respecto a los candidatos: a medida que aumenta la edad disminuye la valoración de los competidores. La segunda, con una mayor importancia estadística, $p \text{ valor} \leq 0.01$, evidencia que los hombres, como categoría de referencia, presentan evaluaciones medias de los candidatos inferiores al resto de la población integrante de la muestra estudiada.

Caso Brasil 2010.

La tabla 3.12 muestra los resultados de la validación empírica de las estrategias mixtas en la elección presidencial de Brasil 2010. En la primera formulación LK se observa que los coeficientes asociados a las posiciones de los votantes y candidatos presentan valores absolutos aproximados a cero y sin significación estadística, mientras que el coeficiente de los productos escalares es bastante superior a los reportados por betas de los mencionados vectores. Esto cumple de forma bastante aproximada la restricción $\beta_v \approx \beta_c \approx 0$ y $\beta_2 > 0$, la cual, describe el comportamiento de un modelo totalmente direccional RML. Sin embargo, la incorporación de los efectos fijos y los controles sociodemográficos de los electores en dicha formulación mixta provoca un aumento de la magnitud y de la importancia estadística del componente asociado a las posiciones de los candidatos. Este aspecto viola la condición direccional $\beta_v = \beta_c$, sin llegar a cumplir la regla de igualdad respecto al componente de los productos escalares, $\beta_c = \beta_2$, exigida en la teoría clásica de la proximidad.

Por otro lado, todos esquemas RML muestran ratios entre los coeficientes no estandarizados superiores a 1 con algún nivel de significación estadística en ambos

componentes. Estos resultados cumplen claramente las condiciones que caracterizan el comportamiento de los modelos mixtos con predominio de la teoría direccional RML. En este sentido, los cambios que experimentan los ratios con la inclusión de los efectos fijos y los controles sociodemográficos no son significativos para su interpretación, a pesar de que, tal y como ocurre en México 2006, Uruguay 2009, Perú 2011 y Brasil 2006, se observa que el componente longitud aumenta ligeramente y el producto escalar disminuye.

Tabla 3.12. Resultados de los modelos mixtos RML y LK en la evaluación empírica de las teorías de utilidad del voto. Brasil 2010.

	Modelo mixto RML		Modelo mixto LK					
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados				
- Votante ²			.008(.006)	.025				
- Candidato ²			.008(.006)	.023				
- Longitud	.008(.004)	.040*						
2Prod. Escalar	.061(.002)	.508**	.061(.002)	.508**				
R² Ajustado	.254		.254					
Ratio b_2/b_1	7.63							
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles		Modelo mixto LK + efectos fijos candidatos		Modelo mixto LK + efectos fijos candidatos + controles	
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados
- Votante ²					.004(.006)	.013	.003(.006)	.010
- Candidato ²					.018(.007)	.054**	.018(.007)	.055**
- Longitud	.011(.004)	.055**	.010(.004)	.052**				
2Prod. Escalar	.060(.002)	.501**	.060(.002)	.501**	.060(.002)	.500**	.060(.002)	.500**
Efectos fijos y controles ^a								
Serra	-.458(.146)	-.066**	-.458(.146)	-.066**	-.465(.146)	-.067**	-.465(.146)	-.067**
Silva	-.923(.147)	-.134**	-.921(.147)	-.133**	-.964(.150)	-.140**	-.964(.150)	-.140**
Zona geográfica (Sudeste) ^o			.341(.121)	.051**			.347(.121)	.052**
R² Ajustado	.266		.269		.267		.269	
Ratio b_2/b_1	5.45		6					

Las entradas de las variables independientes son coeficientes estandarizados de la regresión con error estándar entre paréntesis. El número de casos es de 2202, correspondientes a 734 entrevistados. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. Los candidatos son Dilma Rousseff, José Serra, Marina Silva. Primera Vuelta.
** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.
^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: edad, género (hombre), nivel de educación, ingresos del hogar, raza (negros e indígenas), Habitante de campo o ciudad (ciudad capital), religión (católica y protestante) y sector laboral (público). Categoría de referencia para los efectos fijos: Rousseff.
^oLa región sudeste de Brasil la conforman los estados Espírito Santo, Minas Gerais, Rio Janeiro y Sao Paulo.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

En cuanto al aumento de los R² ajustados que normalmente se verifica con la inclusión de los efectos fijos en las pruebas, en los resultados de esta elección se muestra un incremento bastante limitado que no supera en ningún caso el valor de 0.013 en ambas estrategias. Aun así, las diferencias entre las valoraciones de los candidatos Serra y Silva respecto a la evaluación de la candidata Rousseff resultan significativas a nivel estadístico en ambas formulaciones combinatorias. También se evidencia que es relevante la diferencia, en cuanto a sus valoraciones de los candidatos, entre los habitantes del Sudeste de Brasil y el resto del país. En dicho control el colectivo de

referencia (habitantes de Espírito Santo, Minas Gerais, Rio Janeiro y Sao Paulo) reporta una utilidad inferior a la que exhibe la otra categoría que participa en dicha comparación de medias.

Análisis de los resultados de los modelos mixtos RML y LK.

En primer lugar, es importante reconocer la similitud que existe entre las predicciones de los modelos mixtos siguiendo la estrategia RML y la formulación LK. Aunque los R^2 ajustados son ligeramente superiores en el segundo esquema, en ambos casos, las seis elecciones analizadas se comportan como fórmulas combinatorias de ambas teorías con predominio del componente asociado a los productos escalares. Estos resultados coinciden plenamente con el predominio de las formulaciones mixtas en la inspección visual de las curvas de apoyo realizada en el capítulo anterior, así como también rescatan la importancia de la proximidad como límite privado de aceptabilidad respecto a la intensidad en las posiciones de los partidos.

Desde el punto de vista estadístico, las regresiones agrupadas gozan de una amplia variabilidad en todos sus términos lo que se refleja en una reducción de los errores estándar asociados a la estimación de los coeficientes. Esto se debe al uso del posicionamiento individual de los candidatos y a la adopción de la estrategia interpersonal en la comparación de las utilidades. Bajo esas características, los resultados de las regresiones son bastante favorables al paradigma direccional RML.

Sin embargo, la inclusión de los efectos fijos para la identificación de los candidatos en las regresiones produce cambios sobre los ratios que, sin llegar a modificar la predicción sobre la relación entre las teorías, en los casos de México 2006, Uruguay 2009, Perú 2011 y Brasil 2006 reduce sustancialmente el predominio del componente direccional RML. A veces, hasta resulta llamativo como pequeñas modificaciones en los valores absolutos de los coeficientes no estandarizados generan alteraciones importantes en este indicador de proporciones.

Tomando en cuenta que la inclusión de estos efectos fijos en las pruebas tiene por finalidad controlar los factores no ideológicos que generan la ventaja de unos candidatos sobre otros, resulta evidente que dichos factores son significativos en la mayoría de los casos. Sin embargo, no siempre están asociados a una mejora sustancial de los R^2 ajustados. Considerando ambas estrategias, Brasil 2010 es la elección que

registra el menor incremento de sus coeficientes de determinación dentro de los casos analizados, en torno a ≈ 0.013 ; Chile 2009, México 2006, Perú 2011 y Brasil 2010 muestran sólo aumentos pequeños, > 0.015 y < 0.035 ; Brasil 2006 evidencia un incremento moderado de ≈ 0.08 y, Uruguay 2009, un aumento importante en torno a ≈ 0.21 . Para una adecuada comprensión del origen de estos incrementos, en el capítulo siguiente se llevará a cabo una evaluación de los modelos mixtos por candidatos. Esto permitirá determinar si estos factores presentan una naturaleza partidista, es decir, asociada a la organización política que acompaña a cada aspirante, o si se trata de elementos atribuibles de forma exclusiva a cada competidor.

A pesar de la indeterminación de la naturaleza de estas variables *non policy*, detrás de los coeficientes estandarizados de estas pruebas se encuentra un hallazgo teórico muy importante para la tradición de los estudios electorales sobre América Latina: la ideología, dentro de los factores incluidos en las pruebas, constituye, con la excepción del caso de Uruguay 2009, la variable que mejor explica la evaluación de los candidatos a nivel sistémico en las elecciones analizadas. Este aspecto adquiere mayor trascendencia en la medida que el trabajo de Aarts y Aardal (2011, p. 172), llevado a cabo con datos de los módulos del CSES anteriores al utilizado en esta investigación, refleja que la ideología en esta región no provee una contribución significativa en la explicación de los apoyos partidistas⁴³. Evidentemente, algo ha experimentado o evolucionado en la región en poco tiempo como para que se haya verificado este cambio tan profundo en los resultados. De hecho, los valores de los coeficientes de determinación obtenidos en las pruebas analizadas en el presente capítulo están dentro de un rango similar a los reportados en otros estudios que también emplean los modelos mixtos para examen de las democracias occidentales⁴⁴.

Finalmente, resulta importante mencionar dos razones por las que los controles sociodemográficos a nivel sistémico ofrecen resultados tan poco interesantes desde una perspectiva electoral como la que se sigue en esta tesis. Por un lado, en términos formales estas variables son más importantes por su significación estadística que por su contribución a la explicación de la varianza de la utilidad en los casos analizados. En ese

⁴³ Los resultados de estos autores se refieren, específicamente, a las elecciones de México 1997, 2000 y 2003, Brasil 2002, Perú 2000, 2001 y Chile 1999.

⁴⁴ Ver, por ejemplo, Rabinowitz y Macdonald (1989), Lewis y King (1999), Johnston, Fournier y Jenkins (2000), Queralt (2012).

sentido, el promedio general de los incrementos reportados por los R^2 ajustados de todas las regresiones es de ≈ 0.007 , con un máximo 0.016 en la formulación RML de Uruguay 2009. Por otro lado, desde una perspectiva sustantiva, todo factor identificado en este nivel de análisis resulta importante respecto a una valoración general de la clase política y no para el hallazgo de clivajes o ventajas no ideológicas que intervienen en la definición de los resultados electorales. Nuevamente, la evaluación de modelos mixtos por candidatos constituye la mejor estrategia para alcanzar dicho objetivo.

CONCLUSIONES PARCIALES

Como se observa en las pruebas realizadas de este capítulo, las predicciones de los modelos mixtos no difieren de los resultados obtenidos a partir de las estrategias de discriminación entre los modelos puros de proximidad y direccionalidad RML. De hecho, los R^2 ajustados obtenidos en las regresiones agrupadas son idénticos a los reportados en las pruebas en las que se combinan los supuestos de la comparación interpersonal, la distancia euclidiana cuadrática y la ubicación idiosincrática de los candidatos. En general, los resultados analizados no dejan lugar a dudas. Prácticamente en todas las pruebas a nivel sistémico y en todas las posibles combinaciones de supuestos, la teoría direccional RML representa una mejor respuesta a la varianza de la utilidad que la teoría clásica del voto.

Sin embargo, sí existen diferencias significativas en cuanto a la relación entre las variables de los modelos y la interpretación de los valores que asumen sus respectivos coeficientes. En primer lugar, la evaluación de los modelos puros obedece a un criterio excluyente que declara la supremacía de una de las teorías y descarta totalmente aquella que ofrece una menor explicación. Distinto ocurre con los modelos mixtos donde lo que se intenta determinar es un parámetro de combinación entre los dos paradigmas que se incluyen en la evaluación. Precisamente, esa concepción unificada de las teorías constituye la principal fortaleza de los mixtos frente a los esquemas puros. Detrás de esa estrategia se encuentra el reconocimiento de que los electorados son heterogéneos y, por lo tanto, en ellos conviven diversos mecanismos de evaluación y decisión (Morris y Rabinowitz, 1997, p. 76).

Kropko (2012, p. 4) señala que a pesar de que tanto los modelos mixtos como los esquemas puros generan respuestas válidas a nivel de toda la muestra, los resultados

combinatorios también se pueden verificar de forma plausible si algunos electores evalúan de manera direccional y otros lo hacen bajo el criterio de la proximidad. La materialización de esta posibilidad en las elecciones analizadas podría ofrecer una explicación a las diferencias observadas entre las curvas de utilidad de los votantes de derecha y las curvas de utilidad de los electores de izquierda comentadas en el capítulo anterior. También sería congruente con los resultados obtenidos en los modelos mixtos del presente apartado aunque las pruebas hayan sido realizadas desde una perspectiva sistémica. Por esta razón, el próximo capítulo se destina a la ejecución de dos tipos de evaluación empírica de los modelos.

Por un lado, se procederá a la realización de pruebas mixtas controlando por la identificación ideológica de los individuos. De esta manera se pretende establecer con claridad si existe alguna diferencia en cuanto a la forma de evaluación de los candidatos entre los electores de izquierda y los votantes de derecha. Por otro lado, siguiendo la tradición de los estudios por partidos iniciada por Rabinowitz y Macdonald (1989), se procede a una segunda forma de evaluación empírica de las teorías controlando por los candidatos. Esto facilita la inclusión de variables *non policy* que pudieran representar una ventaja adicional en la valoración que recibe cada competidor por parte de su electorado. También permite relajar ciertas condiciones metodológicas que impone la intrapersonalidad a la evaluación empírica de los modelos.

CAPÍTULO IV

INTRODUCCIÓN

Tal y como Kropko (2012, p. 2) señala, una característica que comparten todas las pruebas empíricas ejecutadas hasta este punto, es que se asume que el resultado obtenido de cada una de ellas es válido para todos y cada uno de los integrantes de la muestra. De acuerdo con ello, el predominio de los modelos mixtos observado en el capítulo anterior implica que cada miembro de las poblaciones analizadas evalúa al conjunto de los candidatos conforme a una mezcla similar de direccionalidad y proximidad. En consecuencia, las divergencias particulares respecto a dicho resultado son consideradas como parte del error estadístico. Esta característica es cónsona con la idea de una utilidad individual que combina ambas teorías introducida por Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 110) en su modelo mixto y mantenida en las combinaciones posteriores de Iversen (1994, p. 51), Merrill (1995, p. 275), Merrill y Grofman (1997, p. 33) y Dow (1998, p. 263). Sin embargo, esta no es la única interpretación posible.

Merrill y Grofman (1999, p. 79) señalan que, en general, es muy probable que en un mismo electorado convivan votantes que evalúen a los candidatos siguiendo las reglas de la proximidad con otros electores que empleen, para la misma finalidad, el esquema de la direccionalidad RML. En dicho escenario, un modelo combinado también podría emerger como el resultado que mejor ajusta para todos los integrantes de una muestra (Kropko, 2012, p. 2), de manera que la heterogeneidad del electorado constituye una explicación alternativa y válida a la combinación individual de las utilidades antes descrita (Merrill y Grofman, 1999, p. 79). Por otro lado, cabe destacar que esta posibilidad fue previamente considerada por Morris y Rabinowitz (1997, p. 80) desde una perspectiva teórica en relación al posicionamiento estratégico de los candidatos.

Tomz y Van Houweling (2008, p. 314) señalan que la coexistencia de diversos tipos puros o combinaciones de modelos en los electorados suele detectarse mediante la segmentación de la muestra, de manera que, tal y como advierten Merrill y Grofman (1999, p. 79), distintas maneras de agrupación pueden revelar la existencia de diferentes fuentes de heterogeneidad en las funciones de utilidad. Tomando en consideración este aspecto, en esta investigación se ha optado por dos tipos de segmentación. Por un lado,

la división según la identificación ideológica de los electores y, por el otro, la estrategia tradicional de separación por candidatos.

Con la primera división se pretende establecer si efectivamente existe una diferencia en la forma en que los electores de izquierda y los votantes de derecha evalúan al conjunto de los candidatos en cada uno de las elecciones bajo estudio. Para cumplir con dicha finalidad, se emplean modelos mixtos RML que incluyen tanto los efectos fijos por cada candidato (exceptuando la categoría de referencia) como controles sociodemográficos vinculados a los electores. Esto abre la posibilidad adicional de determinar el modo en que se relacionan los factores espaciales y no espaciales en ambos grupos de votantes.

Por otro lado, el análisis por competidor cumple cuatro finalidades. En primer lugar, permite establecer si existen diferencias, en cuanto a proximidad y direccionalidad RML, respecto a la forma en que el conjunto de los electores evalúa a cada candidato. En segundo término, posibilita esclarecer la identidad de los factores no espaciales que se encuentran detrás de los efectos fijos de los candidatos en las regresiones agrupadas. En tercer lugar, permite vincular, en el marco de la competición electoral, las estrategias de posicionamiento de los candidatos con la naturaleza de las variables que resultan significativas en las pruebas. Finalmente, desde el punto de vista técnico, constituye una vía para incrementar el número de individuos que se incluyen en las regresiones, aspecto que resulta crítico en las evaluaciones tipo panel de las elecciones de Brasil 2006 y Uruguay 2009.

Modelos mixtos RML según la ideología de los votantes.

Siguiendo la perspectiva de Westholm (1997, p. 877), el capítulo II contiene seis figuras (de la 2.2 a la 2.7) donde se relaciona la media de la valoración de los candidatos con sus posiciones en el espacio ideológico. Esto se expone para cada localización del votante en la misma dimensión. Una inspección visual de dichas figuras muestra claramente que, dentro de cada elección analizada, las curvas de utilidad de los votantes de izquierda y de los electores de derecha muestran un comportamiento diferente. Partiendo de ese resultado, esta sección cumple con el propósito de evaluar mediante procedimientos analíticos el ajuste empírico de los modelos de proximidad y direccionalidad RML en ambos grupos de votantes. Para ello, se ejecutan tres tipos de

regresiones. La primera es un modelo mixto RML agrupado. La segunda incluye, además, los efectos fijos de los candidatos y, la tercera, suma a las variables anteriores los controles sociodemográficos de los electores.

Caso Chile 2009.

La tabla 4.1 muestra los resultados de la aplicación de los modelos mixtos a la elección presidencial de Chile 2009 según el posicionamiento ideológico de los votantes. Como se observa, la regresión agrupada de los electores de izquierda presenta un ratio entre los coeficientes no estandarizados de 1.05, acompañado de significación estadística en ambos componentes. Algo similar ocurre con este indicador en la regresión donde se incluyen los efectos fijos de los candidatos. En esa prueba, la direccionalidad es tan sólo 1.27 veces la proximidad, mientras que la relevancia de los coeficientes se mantiene a nivel de $p \text{ valor} \leq 0.01$. Estos resultados reflejan que los electores de izquierda, en la elección analizada, presentan un comportamiento plenamente congruente con la teoría clásica del voto.

Ahora bien, una vez que se incluyen las variables *dummies* de los candidatos se registra un incremento sustancial del R^2 ajustado obtenido en la regresión, el cual, pasa de 0.206 en el modelo agrupado a 0.270 en el esquema que incluye los efectos fijos. En principio, podría pensarse que la diferencia entre los valores mencionados se corresponde linealmente con el efecto de los factores *non policy* que se intentan controlar, sin embargo, una comparación de los coeficientes estandarizados evidencia que el aporte de dichos factores es mucho mayor que la contribución realizada por las variables espaciales. De acuerdo con ello, tanto el beta de los productos escalares como el coeficiente asociado al componente longitud muestran valores inferiores a los registrados por los efectos fijos de los competidores. Este resultado difiere de la evaluación empírica de las características sociodemográficas de los votantes. Ninguna de las variables incluidas con esta naturaleza presenta significación estadística en las pruebas de este segmento ideológico.

En cuanto a las regresiones de los entrevistados que se autoposicionan en la derecha, se observa un comportamiento distinto al descrito tanto en la relación entre las teorías de evaluación electoral como en el vínculo entre éstas y los factores no espaciales. En primer lugar, la regresión agrupada del modelo mixto RML muestra un

coeficiente asociado al componente longitud con significación estadística y signo negativo, un comportamiento que no se ajusta a ninguna de las restricciones de los modelos estudiados. Sin embargo, la incorporación en las regresiones de los efectos fijos de los candidatos y, posteriormente, de los controles sociodemográficos de los electores, corrigen la distorsión en el signo de dicho coeficiente y descartan su relevancia estadística en el comportamiento general de ambos modelos. Dicho esto, con ratios donde la direccionalidad es 7.11 ó 16 veces la proximidad, según si en el modelo se controla únicamente por los candidatos o se incluyen, además, las variables sociodemográficas, es posible afirmar que los electores ubicados en la derecha chilena se comportan en esta elección bajo un esquema exclusivamente direccional RML.

Tabla 4.1. Resultados de los modelos mixtos RML controlando por la posición ideológica de los votantes. Chile 2009.

	Votantes de Izquierda		Votantes de Derecha			
	Modelo mixto RML		Modelo mixto RML			
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados		
- Longitud	.056(.006)	.233**	-.014(.005)	-.061**		
2Prod. Escalar	.059(.004)	.354**	.099(.003)	.686**		
R² Ajustado	.206		.477			
Ratio b_2/b_1	1.05		-			
N	1176		1364			
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles ^o		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles	
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados
- Longitud	.022(.007)	.092**	.009(.005)	.037	.004(.005)	.019
2Prod. Escalar	.028(.006)	.170**	.064(.004)	.443**	.064(.004)	.440**
Efectos fijos y controles ^a						
Frei	3.139(.305)	.417**	-3.187(.216)	-.429**	-3.142(.214)	-.423**
Arrate	2.308(.346)	.307**	-2.745(.253)	-.369**	-2.753(.250)	-.371**
Enriquez-Ominami	2.275(.312)	.303**	-2.094(.224)	-.282**	-2.055(.222)	-.277**
Zona geográfica (Santiago)					-.012(.004)	-.049**
Edad					.598(.123)	.088**
R² Ajustado	.270		.550		.560	
Ratio b_2/b_1	1.27		7.11		16	
N	1176		1364		1364	

Las entradas de las variables independientes son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración (gusto-disgusto) de los candidatos. El número de casos se corresponde con el número total de valoraciones. Los candidatos son Sebastián Piñera, Eduardo Frei, Jorge Arrate y Marco Enriquez-Ominami. Primera Vuelta.
 ** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.
^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: género (hombre), nivel de educación, sector laboral (público), ingresos de la familia, religión (católica y protestante). Categoría de referencia para los efectos fijos: Piñera.
^o Los controles introducidos no resultaron estadísticamente significativos.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Otro aspecto interesante de las regresiones de estos electores es que la magnitud de los coeficientes de determinación obtenidos en las regresiones es prácticamente el doble de los reportados por los modelos de los votantes ubicados en la izquierda. Siendo así, el R² ajustado de la formulación agrupada muestra un valor de 0.477, mientras que la inclusión de los efectos fijos de los candidatos provoca que este

indicador se eleve a 0.550. En este caso, los coeficientes estandarizados muestran que la mayor aportación al resultado del modelo la efectúa el componente de los productos escalares, superioridad que se mantiene aun cuando se incluyen, además de las variables *dummies* por cada candidato, los controles sociodemográficos de los electores. Por otro lado, también se observa que, producto de que los efectos fijos de los competidores funcionan como comparaciones de medias, el comportamiento de los signos de los coeficientes, tanto en los electores de derecha como de izquierda, se corresponde plenamente con lo reflejado en el gráfico 2.1 de las curvas de apoyo a los candidatos de esta elección analizado en el capítulo II.

Sobre los modelos que incluyen todos los factores electorales disponibles, resulta importante señalar que las variables de la edad y la zona geográfica son significativas a igual nivel estadístico. Por un lado, la cantidad de años correlaciona de una manera positiva con la valoración que reciben los competidores de esta elección. Por el otro, los habitantes de la capital presentan una evaluación media de los candidatos más positiva que el resto de la población. No obstante, el aporte a la explicación de la varianza de la utilidad es bastante limitado en el caso de ambos controles. De hecho, el ascenso que experimenta el R^2 ajustado con su incorporación al modelo de regresión de efectos fijos es de apenas 0.01.

A modo de resumen, en los electores chilenos de izquierda los factores *non policy* de los candidatos ofrecen una mejor explicación sobre la varianza de la utilidad que los modelos espaciales de evaluación electoral. Entre estos últimos, la proximidad presenta un mejor desempeño que la direccionalidad RML. Por el contrario, en el caso de los electores de derecha las variables espaciales y, en concreto, el producto escalar, constituye el mejor predictor de la evaluación que recibe el conjunto de los candidatos. Muy cerca del peso de este componente, los efectos asociados a los competidores muestran también una importante aportación a los resultados de las pruebas. Todo esto es plenamente congruente con el análisis de las gráficas de utilidad de los votantes comentada en el capítulo II de esta investigación (figura 2.2).

Caso México 2006.

El comportamiento de los electores de México 2006 presenta un patrón bastante interesante. El primer modelo mixto de los votantes de izquierda muestra un coeficiente

del componente longitud que representa, apenas, la mitad del beta de los productos escalares. Tampoco presenta significación estadística a nivel de $p\text{ valor} \leq 0.05$. En principio, este resultado evidencia un predominio débil del componente direccional RML, aunque el ratio reportado es tan cercano a 1 (ratio de 2.15) que la sola inclusión de los efectos fijos de los candidatos provoca su disminución a 0.6. A ese nivel, la relevancia estadística que adquieren ambos componentes convierte al modelo en un esquema plenamente congruente con la teoría clásica del voto.

Tabla 4.2. Resultados de los modelos mixtos RML controlando por la posición ideológica de los votantes. México 2006.

	Votantes de Izquierda				Votantes de Derecha			
	Modelo mixto RML				Modelo mixto RML			
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados			Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados		
- Longitud	.013(.008)	.059			.003(.003)	.014		
2Prod. Escalar	.028(.004)	.270**			.081(.001)	.730**		
R² Ajustado	.076				.537			
Ratio b_2/b_1	2.15				27			
N	645				2935			
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles		Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles	
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados
- Longitud	.023(.007)	.108**	.025(.007)	.118**	.007(.003)	.033**	.007(.003)	.033*
2Prod. Escalar	.015(.004)	.140**	.015(.004)	.146**	.077(.001)	.692**	.075(.002)	.684**
Efectos fijos y controles ^a								
López	3.420(.393)	.392**	3.427(.382)	.393**	-.384(.137)	-.045**	-.338(.148)	-.039*
Madrado	-1.080(.368)	-.124**	-1.172(.358)	-.134**	-.801(.137)	-.094**	-.836(.148)	-.097**
Campa	-1.253(.376)	-.144**	-1.306(.365)	-.150**	-1.152(.141)	-.135**	-1.071(.152)	-.125**
Mercado	-.299(.379)	-.034	-.360(.368)	-.041	-.915(.140)	-.108**	-.863(.152)	-.100**
Ingresos del hogar							-.158(.039)	-.054**
Nivel de educación			-.237(.051)	-.151**				
Zona geográfica (norte) ^o							-.528(.108)	-.066**
Género (hombre)			.625(.228)	.089**				
Religión (protestante)			-1.637(.583)	-.091**				
R² Ajustado	.291		.334		.549		.550	
Ratio b_2/b_1	0.65		0.6		11		10.71	
N	645		640		2935		2555	

Las entradas de las variables independientes son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. El número de casos se corresponde con el número total de valoraciones. Los candidatos son Felipe Calderón, Andrés Manuel López Obrador, Roberto Madrazo, Roberto Campa y Patricia Mercado.

** p valor ≤ 0.01 ; * p valor ≤ 0.05 .

^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: edad, religión (católica), sector laboral (público), raza (indígena) y habitante de campo o ciudad (ciudad con más de 2500 habitantes). Categoría de referencia para efectos fijos: Calderón.

^o La zona geográfica norte está formada por los estados: Baja California, Baja California Sur, Chihuahua, Coahuila, Durango, Nuevo León, Sinaloa, Sonora y Tamaulipas.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Al igual que sucede en el caso chileno, el R² ajustado de la regresión agrupada de los electores de izquierda mexicanos experimenta un aumento importante, de 0.076 a 0.291, con la incorporación de los efectos fijos de los candidatos. De acuerdo con ello, los coeficientes estandarizados muestran que la mayor contribución a esa mejoría en la explicación de la varianza de la utilidad proviene de la diferencia entre las medias de los

competidores Calderón y López. En este caso, como resulta previsible debido su identificación ideológica, la valoración que López recibe de parte de este segmento de los votantes es superior a la del candidato de referencia. Teóricamente, estos resultados reflejan que los factores no espaciales asociados a la valoración del mencionado candidato tienen un mayor peso en ajuste del modelo que las variables que representan la proximidad y la direccionalidad RML.

De hecho, llama poderosamente la atención que los coeficientes vinculados a ambas teorías muestran valores cercanos, en términos absolutos e igual significación estadística, que los efectos fijos del resto de candidatos (con la excepción de Mercado). Esto quiere decir que su peso en el modelo es similar a la de los factores no ideológicos que explican la superioridad de la valoración de Calderón respecto a los candidatos Campa y Madrazo. A pesar de ello, en términos generales, los factores *non policy* ofrecen una mejor explicación sobre la varianza de la utilidad que los componentes espaciales incluidos en las pruebas de este segmento del electorado.

Por otro lado, se observa que la incorporación de los controles sociodemográficos de los votantes en la prueba de efectos fijos también produce un incremento moderado del R^2 ajustado: de 0.291 pasa a 0.334. Respecto a ese aumento, resulta interesante señalar que la variable nivel de educación presenta un beta superior, en términos absolutos, que el resto de los componentes de la regresión, con la excepción del efecto fijo del candidato López. Esto refuerza el peso de los factores no espaciales en las valoraciones que realizan los votantes de la izquierda de este país. Siendo así, a mayor grado de instrucción menor es la valoración de los aspirantes a presidente que participan en estos comicios. Otros controles que también resultaron significativos en esta prueba son la condición religiosa de protestante y el género mujer. Tanto en la una como en la otra categoría se reportan utilidades medias superiores a las del resto de la población.

Los modelos de los votantes de la derecha mexicana tienen un comportamiento distinto a la izquierda en todas sus regresiones. Con un número de electores superior, todos los ratios entre los coeficientes no estandarizados reflejan un predominio, indiscutible, de los productos escalares. En la regresión de datos agrupados el componente longitud carece de significación estadística a nivel $p \text{ valor} \leq 0.05$, por lo que el modelo presenta un comportamiento puramente direccional RML. Sin embargo,

en las regresiones que incluyen los efectos fijos de los candidatos y los controles de los electores la variable de la distancia adquiere una cierta influencia en resultado, lo cual, modifica la predicción del modelo a un esquema combinatorio de ambas teorías. Esto siempre acontece con un fuerte predominio de los productos escalares.

De acuerdo con ello, el incremento que experimentan los R^2 ajustados con la incorporación de los efectos fijos y los controles sociodemográficos de los electores son muy pequeños, sobre todo, si se comparan con los resultados de la pruebas de los votantes de izquierda. Una revisión de los coeficientes estandarizados reportados en esta regresión evidencia que el componente espacial que representa la direccionalidad RML supera de forma significativa al resto de las variables analizadas, predominio que en conjunto con los efectos fijos y los controles sociodemográficos alcanzan explicar hasta el 55% de la varianza de la utilidad en este segmento del electorado. Esto es un 20% más que en el caso de los votantes que se autodefinen de izquierda.

Un aspecto que llama la atención de los resultados, tras la incorporación de los efectos fijos, es que la diferencia entre el aspirante López y el candidato de referencia Calderón presenta el coeficiente con menor peso en el reporte de ambas pruebas. No obstante, ello es plenamente congruente con lo observado en el gráfico 2.2 de las curvas de apoyo a los candidatos analizado en el capítulo II. De hecho, el comportamiento de las variables *dummies* que identifican a cada uno de los competidores, tanto en las regresiones de los electores de izquierda como en las pruebas de los votantes de derecha, se corresponde completamente con los resultados de la inspección visual de dichas curvas.

También es importante señalar que entre las variables de control que resultan significativas en el segmento del electorado analizado se encuentran los ingresos del hogar y la residencia en la zona geográfica norte. Mientras que la valoración de los candidatos disminuye a medida que los entrevistados reportan mayores ingresos, los habitantes de Baja California, Baja California Sur, Chihuahua, Coahuila, Durango, Nuevo León, Sinaloa, Sonora y Tamaulipas presentan una media de utilidad superior a la observada en los habitantes del resto de ese país.

En resumen, al igual que ocurre en el caso de la elección presidencial chilena de 2009, los electores mexicanos de izquierda presentan un forma de evaluación electoral donde el peso de los factores no espaciales es superior a la influencia de las variables

teóricas bajo examen. También se observa que entre estas últimas el modelo de la proximidad presenta un mejor desempeño empírico que el paradigma de la direccionalidad MRL. Ocurre lo contrario con los votantes que se autoidentifican con la derecha política. En el caso de estos electores la variable representada por los productos escalares, en el contexto de un modelo mixto, ofrece una explicación de la varianza de la utilidad muy superior al resto de los factores significativos incluidos en las pruebas. En este sentido, ambos segmentos del electorado se comportan tal y como los reflejan los gráficos de utilidad según las posiciones de los votantes contenidos en la figura 2.3 del capítulo II.

Caso Uruguay 2009.

Dentro de sus particularidades, el comportamiento general de los electores uruguayos no es muy diferente al expuesto en los casos anteriores. La tabla 4.3 muestra los resultados de los modelos mixtos RML controlando por la posición ideológica de los electores en las elecciones presidenciales de Uruguay 2009. Como se observa, el modelo agrupado de los votantes de la izquierda presenta un ratio entre los coeficientes no estandarizados de 5.7, con ausencia de significación estadística en el componente de la longitud. Esto claramente se ajusta al comportamiento de un esquema puro direccional RML. Sin embargo, la inclusión de los efectos fijos de los candidatos y, posteriormente, la adición de los controles sociodemográficos de los electores, produce un equilibrio entre las proporciones de los coeficientes de ambas teorías (ratios cercanos a 1) que modifica la predicción del modelo original y lo convierte en un esquema basado en el paradigma clásico del voto.

Aunque el paso de un esquema a otro pudiera resultar interesante, el aspecto más llamativo de los resultados de la izquierda uruguaya es el incremento tan elevado que experimenta el R^2 ajustado con la inclusión de las variables *dummies* de los candidatos. En ese paso de una regresión agrupada a un modelo de efecto fijo, el coeficiente de determinación aumenta de 0.220 a 0.571, incremento donde el peso de los factores no espaciales resulta claramente decisivo. Tal y como se observa en el gráfico 2.3 de las curvas de apoyo de los candidatos, la media de la evaluación del competidor Mujica en los electores de este segmento ideológico está muy por encima de las valoraciones que reciben el resto de los candidatos que participan en esta

elección. Esto también se refleja en la magnitud tan elevada que reportan los coeficientes estandarizados de los efectos fijos en los resultados de dicha regresión según se observa en la tabla 4.3.

En cuanto los factores sociodemográficos, se evidencia que su incorporación en el modelo permite que el R² ajustado roce el 60% en la explicación de la varianza de la utilidad. En este sentido, los controles significativos son la religión, el clivaje campo-ciudad y la etnia. En primer lugar, se observa que los ateos presentan una valoración media de los candidatos por debajo de las evaluaciones de quienes profesan algún tipo de credo o devoción. También se evidencia que los habitantes de las capitales son menos generosos en sus apreciaciones sobre los competidores de esta elección. Finalmente, los afrodescendientes reportan una utilidad media superior respecto al conjunto de los candidatos que el resto de la población. En términos generales, aunque las variables espaciales son estadísticamente relevantes, son los factores *non policy* asociados a los aspirantes los elementos más influyentes en la decisión electoral de los votantes que se autoubican en la izquierda uruguaya.

Tabla 4.3. Resultados de los modelos mixtos RML controlando por la posición ideológica de los votantes. Uruguay 2009.

	Votantes de Izquierda				Votantes de Derecha			
	Modelo mixto RML				Modelo mixto RML			
	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados		Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados	
- Longitud	.010(.006)		.043		-.006(.008)		-.030	
2Prod. Escalar	.057(.003)		.463**		.055(.004)		.489**	
R² Ajustado	.220				.234			
Ratio b_2/b_1	5.7				-			
N	1015				530			
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles		Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles	
	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados		Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados	
- Longitud	.018(.005)		.083**		-.001(.007)		-.007	
2Prod. Escalar	.023(.003)		.192**		.047(.005)		.414**	
Efectos fijos y controles ^a								
Lacalle	-5.324(.273)		-.625**		-.540(.442)		-.063	
Bordaberry	-5.026(.267)		-.590**		-.468(.435)		-.055	
Mieres	-5.430(.246)		-.638**		-1.842(.398)		-.215**	
Rodríguez	-6.111(.225)		-.718**		-2.499(.394)		-.292**	
Hab. gran ciudad								
Ateos								
Etnia (afro)								
R² Ajustado	.571		.593		.299		.305	
Ratio b_2/b_1	1.28		1.16		-		-	
N	1015		1015		530		530	

Las entradas de las variables independientes son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. El número de casos se corresponde con el número total de valoraciones. Los candidatos son José Mujica, Luis Alberto Lacalle, Pedro Bordaberry, Pablo Mieres y Raúl Rodríguez da Silva. Primera Vuelta.
 ** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.
^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: edad, género (hombre), nivel de educación, ingresos de la familia, sector laboral (público), raza (mestizo/indígena), zona geográfica (región metropolitana), religión (católica). Categoría de referencia para los efectos fijos: Mujica.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

A diferencia de ello, las tres regresiones de los electores de la derecha presentan un mismo comportamiento tanto en el marco de la relación entre las teorías de utilidad del voto como en el predominio de los factores espaciales sobre las variables *non policy*. Dicho esto, el primer aspecto que llama la atención es que el componente que representa la longitud, más allá de ir acompañado de un signo negativo, carece de significación estadística en todas las regresiones. Por tanto, todas las ecuaciones se comportan como modelos puros direccionales RML.

Ahora bien, la incorporación de los efectos fijos de los candidatos mejora sustancialmente los R^2 ajustados reportados en las pruebas. Este aspecto refleja que los factores que se encuentran detrás de las diferencias entre las evaluaciones de los candidatos también influyen en los resultados obtenidos. Sin embargo, no todas esas diferencias presentan la misma significación estadística. De hecho, una inspección visual de las curvas de apoyos a los candidatos contenidas en el gráfico 2.3 permite observar que los signos negativos que acompañan las variables *dummy* de los candidatos Lacalle y Bordaberry no se corresponden con la diferencia entre las medias de sus valoraciones y la del competidor Mujica⁴⁵. Esto conlleva a sospechar sobre la existencia de cierta multicolinealidad entre estas variables y los factores espaciales que invalida la interpretación de sus respectivos coeficientes y les suprime cualquier grado de significación estadística⁴⁶.

Por otro lado, resulta interesante que sólo una variable sociodemográfica muestre importancia en el resultado de la prueba que combina todos los factores disponibles: la etnia. Al igual que ocurre con los votantes de izquierda, los individuos que se autodefinen con afrodescendientes presentan una valoración media de los candidatos superior a la evaluación que realizan los electores que no están incluidos en dicha categoría. A pesar de ello, el aporte a la explicación de la varianza de la utilidad derivado de la inclusión de esta variable en la regresión es relativamente bajo.

⁴⁵ Cuando se lleva a cabo la prueba sólo con los efectos fijos de los candidatos la diferencia entre cada uno de los aspirantes y el competidor de referencia presenta signo positivo y significación estadística a nivel de $p \text{ valor} \leq 0.01$.

⁴⁶ Según Achen (2005, p. 331), este problema también podría tener su origen en el tratamiento lineal de datos que podrían contener cierta no linealidad, circunstancia que permitiría explicar también que el coeficiente del componente longitud presente, a su vez, el signo equivocado.

Generalizando, el comportamiento de los electores en la elección de Uruguay 2009 es muy parecido a los casos anteriores. Por un lado, los resultados de las pruebas de los votantes de izquierda muestran que los factores no espaciales ejercen una mayor influencia en las decisiones de este segmento del electorado que las variables de la proximidad y la direccionalidad. También se observa que entre ambos modelos teóricos el paradigma clásico del voto prevalece sobre la formulación RML basada en el producto escalar. No ocurre lo mismo con los votantes que se autoubican en la derecha uruguaya. En los resultados de las pruebas de estos electores, se observa que los factores espaciales y, concretamente, el componente direccional RML, ofrece una mejor explicación de la varianza de la utilidad que los controles de los candidatos y los electores. Nuevamente, estos resultados son congruentes con los obtenidos en el análisis de las gráficas de utilidad recogidas en la figura 2.4 del capítulo II.

Caso Perú 2011.

La tabla 4.4 muestra los resultados de los modelos mixtos RML en la elección presidencial de Perú 2011, según la posición ideológica de los votantes. Como se observa, existen dos características que cumplen todos los modelos de regresión reportados en dicha tabla. La primera de ellas es que los signos de los coeficientes de las variables espaciales son coherentes con las restricciones de ambas teorías de utilidad del voto: tanto el componente longitud como los productos escalares presentan, en todos los casos, signos positivos. La segunda es que el comportamiento de los modelos reflejado en los ratios de los coeficientes no estandarizados es similar dentro de cada segmento ideológico del electorado, lo cual, viene acompañado de significación estadística en las variables espaciales de todas las pruebas.

Partiendo de estas observaciones, los modelos de los votantes de la izquierda presentan una relación entre la longitud y el doble producto escalar según lo establece la teoría clásica de la proximidad. En la regresión de datos agrupados, las proporciones de los componentes que representan ambas teorías están prácticamente equilibradas, lo que se manifiesta en un ratio aproximado de 1. Distinto ocurre en los modelos que incluyen los efectos fijos de los candidatos y con controles sociodemográficos de los electores. En estos esquemas, los coeficientes de la longitud son superiores a los valores

de los productos escalares, lo que provoca una disminución de los ratios entre ambas teorías por debajo de la unidad.

Tabla 4.4. Resultados de los modelos mixtos RML controlando por la posición ideológica de los votantes. Perú 2011.

	Votantes de Izquierda				Votantes de Derecha			
	Modelo mixto RML				Modelo mixto RML			
	Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados		Coeficientes no estandarizados		Coeficientes estandarizados	
- Longitud	.035(.007)		.155**		.009(.004)		.042*	
2Prod. Escalar	.038(.005)		.254**		.074(.002)		.543**	
R² Ajustado	.099				.296			
Ratio b_2/b_1	1.09				8.22			
N	940				2320			
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles		Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles	
	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados
- Longitud	.042(.006)	.187**	.039(.007)	.171**	.009(.004)	.041*	.008(.004)	.036*
2Prod. Escalar	.013(.004)	.085**	.010(.005)	.066*	.071(.002)	.517**	.070(.003)	.508**
Efectos fijos y controles ^a								
Fujimori	-4.601(.313)	-.533**	-4.656(.312)	-.541**	.359(.189)	.043	.410(.192)	.049*
Toledo	-4.160(.310)	-.482**	-4.161(.309)	-.484**	-.114(.185)	-.014	-.079(.187)	-.009
Kuczynski	-3.490(.317)	-.404**	-3.555(.315)	-.413**	1.107(.188)	.133**	1.135(.190)	.137**
Castañeda	-4.020(.310)	-.466**	-4.052(.309)	-.471**	.313(.187)	.038	.329(.189)	.040
Evaluación del gobierno			.330(.132)	.069*			.252(.082)	.054**
Edad			-.019(.007)	-.081**				
R² Ajustado	.301		.309		.311		.306	
Ratio b_2/b_1	0.31		0.26		7.89		8.75	
N	940		925		2320		2280	

Las entradas de las variables independientes son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. El número de casos se corresponde con el número total de valoraciones. Los candidatos son Ollanta Humala, Keiko Fujimori, Alejandro Toledo, Pedro Pablo Kuczynski y Luis Castañeda. Primera Vuelta.
** p valor ≤ 0.01; * p valor ≤ 0.05.
^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: género (hombre), nivel de educación, ingresos de la familia, sector laboral (público), etnia (indígena), habitante de campo o ciudad (ciudad capital). Categoría de referencia para los efectos fijos: Humala.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Dicho esto, las regresiones de los votantes de la izquierda peruana muestran resultados similares a los casos anteriores. El primer elemento que resulta interesante es el aumento significativo que experimenta el R² ajustado de las regresiones una vez que son incluidas las variables *dummies* de los candidatos. En este sentido, se observa que el coeficiente de determinación pasa de 0.099 en la prueba de datos agrupados a 0.301 en el modelo que incluye los efectos fijos. Esto demuestra que, nuevamente, el peso de los factores no espaciales escondidos detrás de las diferencias entre las evaluaciones de los candidatos es superior a los aportes que efectúan las variables de la proximidad y la direccionalidad a los resultados de las pruebas. De acuerdo con ello, todos los competidores presentan valoraciones medias inferiores a la evaluación que recibe el candidato de referencia Ollanta Humala, lo cual, es perfectamente congruente con lo reportado en el gráfico 2.4 del capítulo II.

Por otro lado, la contribución de los controles sociodemográficos de los electores a la explicación de la varianza de la utilidad también resulta bastante limitada como en los casos anteriores: el incremento observado es de tan solo 0.008. Sólo dos variables resultaron significativas. En primer lugar, la evaluación retrospectiva del gobierno en funciones correlaciona de manera positiva con la valoración de los candidatos que participan en estos comicios. Y, segundo, la edad presenta una relación inversa respecto a la utilidad que reportan los votantes de este segmento ideológico de la población.

Los resultados de las pruebas de los electores de la derecha muestran una situación opuesta a la descrita. En este segmento del electorado, los coeficientes no estandarizados de los productos escalares son bastante superiores a los que presentan los componentes longitud, comportamiento que refleja una relación entre las teorías de utilidad propia de los esquemas mixtos con predominio direccional. Por otro lado, también se observa que los cambios que experimentan los ratios de un modelo a otro obedecen a diferencias mínimas en las magnitudes de los coeficientes no estandarizados de las regresiones en comparación. Esta situación, tal y como se ha expresado anteriormente, constituye una evidencia más, de la sensibilidad que caracteriza este indicador de proporciones.

Tampoco se observan cambios sustanciales en el R^2 ajustado de las regresiones con la inclusión de los efectos fijos de los candidatos y los controles sociodemográficos de los electores. De hecho, una comparación entre los coeficientes estandarizados de todas las variables incluidas en los modelos revela que el componente asociado a los productos escalares, sin olvidar que se trata de un esquema mixto, constituye el mejor predictor de la utilidad reportada por los electores de la derecha peruana. Siendo así, sólo la diferencia entre el candidato Humala y el aspirante Kuczynski acompaña a la direccionalidad con significación estadística a nivel de $p \text{ valor} \leq 0.01$ en el modelo que incluye únicamente los efectos fijos. La proximidad también es relevante aunque a un grado de significación menor.

A este resultado, se suman dos nuevas variables cuando se incorporan en la regresión todos los factores disponibles en la base de datos: la evaluación retrospectiva del gobierno en funciones que, al igual que en la izquierda, mantiene una relación directamente proporcional con la utilidad y el efecto fijo de la candidata Fujimori. Sin embargo, llama la atención que el coeficiente del candidato Toledo presente signo

negativo en esta regresión y en aquella que sólo incluye los efectos fijos. Este resultado, al igual que ocurre en la elección presidencial de Uruguay 2009, no es congruente con lo observado en el gráfico 2.4 de las curvas de apoyos a los candidatos peruanos. Sin embargo, la diferencia visual entre ambas curvas es mucho menos llamativa que en el caso anterior.

A modo de resumen, el comportamiento de los electores en la elección presidencial de Perú 2011 es similar al caso de México 2006. Por un lado, los factores no espaciales son los que ejercen mayor influencia en la decisión electoral de los votantes de la izquierda; mientras que los ratios de los coeficientes no estandarizados reflejan un predominio de la teoría clásica de la proximidad. Esto es contrario a lo que ocurre con los electores de la derecha de este país. En este segmento ideológico de la población, la forma de evaluación de los candidatos se caracteriza por seguir las reglas de un modelo mixto con predominio del paradigma direccional RML, en la medida que los factores espaciales se imponen significativamente sobre el desempeño de los controles de candidatos y electores.

Caso Brasil 2006.

Los resultados de los modelos mixtos MRL según la ideología de los votantes en la elección presidencial de Brasil 2006 se exponen en la tabla 4.5. Como se observa, en líneas generales el comportamiento de las regresiones es bastante similar a los casos anteriores. De acuerdo con ello, los resultados de los electores de la izquierda muestran que los componentes que representan la longitud adoptan una proporción similar al valor que asumen los productos escalares, esto es, ratios de aproximadamente 1. También se evidencia que ambos componentes espaciales presentan significación estadística a nivel de $p \text{ valor} \leq 0.01$. El cumplimiento de estas dos restricciones refleja el predominio de la teoría clásica de la proximidad sobre el esquema direccional RML en este segmento del electorado.

Por otro lado, se observa que el R^2 ajustado aumenta significativamente su valor con la inclusión de los efectos fijos de los candidatos en la prueba. Este incremento deja constancia de la influencia que ejercen los factores no espaciales que se ocultan detrás de los candidatos en la explicación de la varianza de la utilidad. Siendo así, una comparación de los coeficientes estandarizados obtenidos muestra que las variables

espaciales presentan valores ligeramente por debajo de los registrados por las diferencias entre los candidatos que participan en esta elección. Cabe destacar que todas las variables *dummies* de los competidores resultan significativas a nivel estadístico de $p \text{ valor} \leq 0.01$ e, igualmente, todas presentan el signo correcto respecto a la valoración media del candidato Lula. Contrario a ello, ningún control sociodemográfico de los electores mostró relevancia alguna al ser incluido en los modelos junto a los efectos fijos.

Tabla 4.5. Resultados de los modelos mixtos RML controlando por la posición ideológica de los votantes. Brasil 2006.

	Votantes de Izquierda		Votantes de Derecha			
	Modelo mixto RML		Modelo mixto RML			
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados		
- Longitud	.030(.010)	.151**	-.005(.006)	-.027		
2Prod. Escalar	.028(.006)	.235**	.069(.003)	.607**		
R² Ajustado	.068		.364			
Ratio b_2/b_1	0.93		-			
N	352		808			
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles ^o		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles	
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados
- Longitud	.035(.010)	.176**	.002(.005)	.010	.003(.005)	.016
2Prod. Escalar	.024(.006)	.202**	.060(.003)	.531**	.060(.003)	.527**
Efectos fijos y controles ^a						
Alckmin	-1.883(.474)	-.247**	-.732(.239)	-.102**	-.737(.237)	-.102**
Buarque	-2.927(.458)	-.384**	-2.016(.250)	-.280**	-2.031(.248)	-.282**
Helena	-2.807(.449)	-.369**	-1.370(.248)	-.190**	-1.382(.245)	-.192**
Género (hombre)					.439(.168)	.070**
Nivel de educación					-.194(.065)	-.089**
Edad					-.015(.006)	-.076*
R² Ajustado	.186		.412		.423	
Ratio b_2/b_1	0.69		30		20	
N	352		808		808	

Las entradas de las variables independientes son coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. El número de casos se corresponde con el número total de valoraciones. Los candidatos son Luiz Lula, Geraldo Alckmin, Heloísa Helena y Cristovam Buarque. Primera Vuelta.
 ** p valor ≤ 0.01 ; * p valor ≤ 0.05 .
^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: ingresos de la familia, zona geográfica (Sudeste: Espírito Santo, Minas Gerais, Rio Janeiro, Sao Paulo), Habitante de campo o ciudad (ciudad capital), religión (católica y protestante). Categoría de referencia para los efectos fijos: Lula
^o Los controles introducidos no resultaron estadísticamente significativos..

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Pasando al otro segmento ideológico del electorado, las regresiones de los votantes ubicados en la derecha brasileña muestran coeficientes no estandarizados asociados a la longitud con valores muy aproximados a cero. Esto provoca una elevación de los ratios de manera tal que refleja el predominio absoluto de la teoría direccional RML sobre la teoría clásica del voto. Ahora bien, la inclusión de los efectos fijos de los candidatos también produce un incremento, aunque mucho más moderado que en los votantes de izquierda, del R² ajustado reportado por las pruebas. Esto es congruente

con la representación de las curvas de apoyo de los candidatos contenidas en el gráfico 2.5 del capítulo II. En él, se observa que la valoración del aspirante de referencia, Lula, es superior a la del resto de los competidores en todas las posiciones ideológicas del electorado, lo cual, también es garantía de que los signos que acompañan las variables *dummies* de los candidatos en este grupo de votantes presentan la orientación correcta.

Siguiendo este orden de ideas, también se evidencia un aumento del R^2 ajustado de las pruebas, aunque ligero, con la incorporación de los controles sociodemográficos de los electores. Entre las variables de esta naturaleza que resultaron significativas en la regresión, se encuentra el nivel de educación, la edad y el género. Las dos primeras muestran una relación inversa respecto a la utilidad que reportan los electores. A medida que aumentan los años de vida y el grado de instrucción formal, la evaluación que realizan los electores de los candidatos se vuelve más negativa. En cuanto al género, los resultados reflejan que los hombres presentan una valoración media más negativa de los políticos que las mujeres que participan en la muestra.

A pesar de los incrementos los coeficientes de determinación reportados por las pruebas de los votantes brasileños de la derecha, no queda duda que el componente de los productos escalares y, en consecuencia, la direccionalidad es la variable que mejor explica la varianza de la utilidad en este segmento del electorado. Una comparación de los coeficientes estandarizados asociados al conjunto de variables incluidas en las pruebas muestra como el peso de los factores espaciales es superior a desempeño de los efectos fijos de los candidatos y los controles sociodemográficos de los votantes. Este comportamiento es muy similar al verificado en este mismo segmento ideológico del electorado en los casos ya analizados.

A modo de sumario, los resultados obtenidos de la aplicación de los modelos mixtos RML a los votantes de izquierda en la elección presidencial de Brasil 2006, muestran que el peso de los factores no espaciales que se encuentran detrás de las diferencias entre los candidatos, concretamente del competidor Lula, ejercen una mayor influencia en la decisión electoral que las variables ideológicas espaciales. También se observa que la relación entre los componentes que representan la longitud y los productos escalares cumple, sin lugar a dudas, las restricciones de la teoría clásica de la proximidad. Del otro lado de la dimensión ideológica, las regresiones de los electores de derecha muestran que los factores espaciales son más relevantes en la

evaluación de los candidatos que los efectos fijos y los controles sociodemográficos de los votantes. Concretamente, la direccionalidad RML constituye, sin obviar el peso de los factores no espaciales, el mejor predictor de la utilidad de los votantes en los resultados analizados.

Caso Brasil 2010.

Los resultados de los modelos mixtos RML en los comicios de Brasil 2010 muestran algunas diferencias interesantes respecto a la elección presidencial anterior. Tal y como se observa en la tabla 4.6 el coeficiente no estandarizado de los productos escalares muestra un mejor desempeño que el componente que representa la longitud en todas las pruebas realizadas y sin distinción sobre la posición ideológica de los votantes. Ahora bien, las pruebas de los electores de la izquierda sólo muestran significación estadística en la variable asociada a los productos escalares, lo cual, aunque la diferencia que se desprende de los ratios sea pequeña, refleja un predominio del modelo puro direccional RML. Esto es contrario a lo reseñado en el resto de casos analizados hasta este punto.

Sin embargo, las diferencias respecto a las elecciones anteriores no se limitan a ese único aspecto. Si bien es cierto que la inclusión de los efectos fijos de los candidatos produce un incremento sustancial del R^2 ajustado similar al observado en los casos anteriores, este incremento no viene acompañado de un predominio absoluto de los efectos fijos de los candidatos. Una comparación de los coeficientes estandarizados de la regresión permite observar que el peso en los resultados obtenidos, tanto del componente de los productos escalares como de las variables *dummies* de los competidores, es bastante cercano. Esto es, una diferencia entre los betas de las tres variables dentro de un rango de 0.1. Por tanto, ambos tipos de factores son relativamente importantes en la evaluación que realiza de los candidatos este segmento ideológico de los electores. Por otro lado, resulta lamentable señalar que ninguna de las variables sociodemográficas de los electores muestra significación estadística en la regresión que incluye todos los factores disponibles en la base de datos.

Del otro lado de la dimensión ideológica, los resultados de las pruebas de los electores de derecha sí muestran un comportamiento más parecido al observado en la elección presidencial de 2006 y a sus pares latinoamericanos de los casos ya analizados.

De acuerdo con ello, la regresión de datos agrupados muestra un ratio donde la direccionalidad es 8.5 veces la proximidad y la significación estadística sólo está presente en el componente asociado a los productos escalares. Como se observa, estas características cumplen las restricciones de un modelo puramente direccional RML. Sin embargo, la inclusión de los efectos fijos de los candidatos y los controles sociodemográficos de los electores provoca que el coeficiente que representa la longitud adquiera importancia estadística para los resultados de la prueba, aspecto que modifica el comportamiento original del modelo convirtiéndolo en un esquema mixto con predominio del componente direccional (ratios de 6.18 y 5.15).

Tabla 4.6. Resultados de los modelos mixtos RML controlando por la posición ideológica de los votantes. Brasil 2010.

	Votantes de Izquierda		Votantes de Derecha					
	Modelo mixto RML		Modelo mixto RML					
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados				
- Longitud	.011(.008)	.058	.008(.005)	.037				
2Prod. Escalar	.037(.005)	.331**	.068(.002)	.615**				
R² Ajustado	.109		.372					
Ratio b_2/b_1	3.36		8.5					
N	486		1272					
	Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles ^o		Modelo mixto RML + efectos fijos candidatos!		Modelo mixto RML + efectos fijos + controles	
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados
- Longitud	.012(.008)	.064	.011(.005)	.053*	.013(.005)	.062**		
2Prod. Escalar	.028(.005)	.251**	.068(.002)	.608**	.067(.002)	.603**		
Efectos fijos y controles ^a								
Serra	-2.181(.337)	-.322**						
Silva	-1.496(.327)	-.221**						
Nivel de educación								
Sector Laboral (público)								
R² Ajustado	.180		.384		.392			
Ratio b_2/b_1	2.33		6.18		5.15			
N	486		1272		1272			

Las entradas de las variables independientes son coeficientes estandarizados de la regresión con error estándar entre paréntesis. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. El número de casos se corresponde con el número total de valoraciones. Los candidatos son Dilma Rousseff, José Serra, Marina Silva. Primera Vuelta.

** p valor ≤ 0.01 ; * p valor ≤ 0.05 .

^a Otros controles analizados que resultaron no significativos son: edad, género, nivel de educación, ingresos de la familia, raza (negros e indígenas), Habitante de campo o ciudad (ciudad capital), religión (católica y protestante), sector laboral (público), zona geográfica (Sudeste: Espírito Santo, Minas Gerais, Rio Janeiro, Sao Paulo). Categoría de referencia para efectos fijos: Rousseff.

^o Los controles introducidos no resultaron estadísticamente significativos.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Otro aspecto que resulta similar a los casos anteriores, es el escaso aumento que genera la inclusión de tales efectos fijos y controles sobre los R² ajustados reportados en las regresiones. De hecho, sólo la diferencia entre la media de la valoración de la candidata de referencia Dilma Rousseff y la media de la evaluación que recibe la competidora Marina Silva, presenta algún tipo de significación estadística en los

resultados de las pruebas. Sobre este aspecto cabe destacar que, similar a lo que ocurre en la elección presidencial de Brasil 2006, los signos de los efectos fijos son plenamente congruentes con lo observado en las curvas de apoyo de los candidatos representadas en el gráfico 2.6 del capítulo II, tanto en los votantes de izquierda como de derecha.

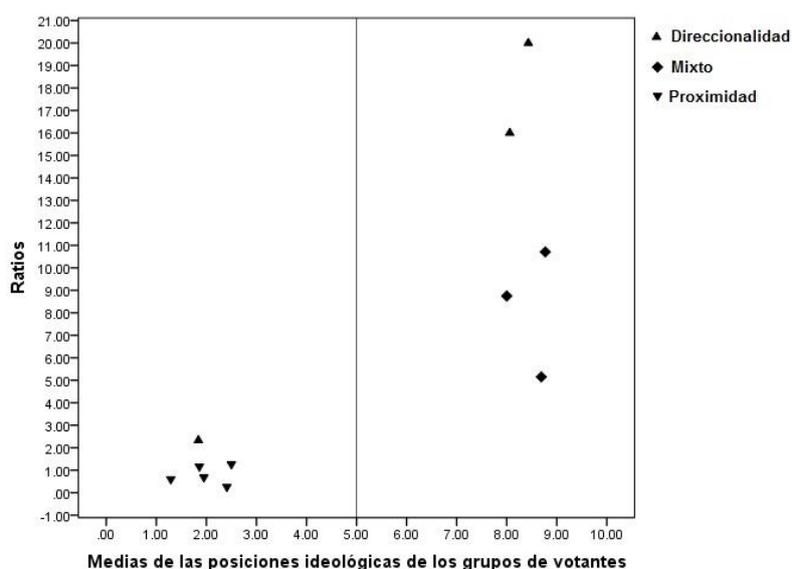
Por otro lado, los controles sociodemográficos que han resultado significativos en los resultados de la prueba de efectos fijos son el nivel de educación y el sector laboral del elector. El primero de ellos muestra una relación inversa con la utilidad reportada por los votantes: a mayor grado de instrucción menor es la valoración que reciben los candidatos por parte de este segmento del electorado. El segundo indica que los trabajadores del sector público presentan una utilidad media superior respecto a los competidores de esta elección que la observada en el resto de los individuos que forman parte de la muestra. Sin embargo, tanto en el modelo que sólo incluye los efectos fijos como en aquél que incorpora, además, dichos controles sociodemográficos, el componente de la direccionalidad es muy superior en su aportación a la explicación de la varianza de la utilidad que el resto de las variables que resultan significativas. Esto se evidencia, claramente, en una comparación de los coeficientes estandarizados reportados en ambas regresiones.

En resumen, los resultados de la aplicación de los modelos mixtos en la elección presidencial de Brasil 2010 muestran que en los electores de izquierda la direccionalidad RML y los factores no espaciales son igualmente importantes en la evaluación electoral de los candidatos que efectúa este segmento ideológico del electorado. De hecho, a diferencia de los comicios ya analizados, la proximidad no adquiere significación estadística en ninguno de los modelos de los electores brasileños. De acuerdo con ello, la diferencia entre ambos dos grupos de votantes está en que en los electores de derecha las pruebas muestran que los factores espaciales y, concretamente, el componente direccional RML, ofrece una explicación de la varianza de la utilidad muy superior a brindada por las variables de los candidatos y los electores. Sin obviar que esto es así en el marco de un modelo mixto donde la proximidad también presenta relevancia a nivel estadístico.

Análisis de los resultados de la aplicación de los modelos mixtos RML controlando por la ideología de los electores.

Los resultados obtenidos a partir de las pruebas analíticas muestran que, efectivamente, existen diferencias sustanciales en la forma en que los votantes de izquierda y de derecha llevan a cabo la evaluación de los candidatos en todas las elecciones analizadas. Estas diferencias pueden enmarcarse, fundamentalmente, en dos aspectos. El primero de ellos tiene que ver con el comportamiento de las teorías de la proximidad y la direccionalidad RML en el contexto de los modelos mixtos ejecutados; mientras que el segundo versa sobre el vínculo entre los factores espaciales y no espaciales en cada segmento ideológico del electorado. Los gráficos 4.1 y 4.2 muestran de forma agregada los resultados relativos a ambos aspectos.

Gráfico 4.1. Ratios en función de la identificación ideológica de los electores.



Nota: No se incluye el grupo de votantes de derecha de la elección de Uruguay 2009 debido a que el ratio no es determinable. Sin embargo, el comportamiento de este segmento del electorado es plenamente congruente con un esquema puramente direccional RML.

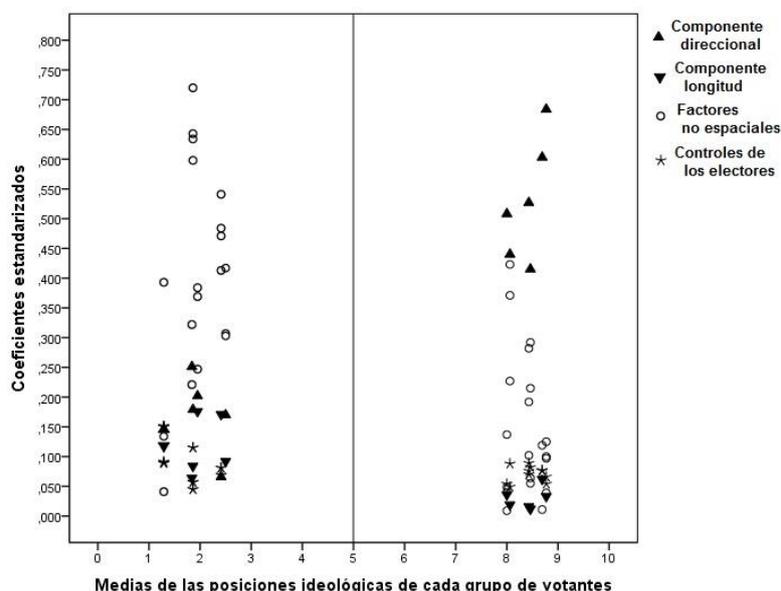
Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 4.1 relaciona los ratios entre los coeficientes no estandarizados de los componentes de la distancia euclidiana con la posición medida de los grupos ideológicos de los electores. Como se observa, los votantes de izquierda en las elecciones analizadas se comportan mayoritariamente de manera acorde con lo estipulado por la teoría clásica del voto. La única excepción la constituye el caso de Brasil 2010, donde a pesar de que el ratio entre los componentes es relativamente bajo (2.33) la variable que representa

la proximidad no presenta ningún grado de significación estadística en los resultados de las pruebas.

Ocurre lo contrario con el grupo de los votantes que se posicionan en la derecha latinoamericana. En lo que respecta a este segmento del electorado los ratios reflejan que la variable que representa los productos escalares se desempeña mucho mejor que el componente longitud en todas las elecciones analizadas. En tres de esos casos, la proximidad tiene una importancia relativa en el marco de las formulaciones mixtas. Esto es así en las elecciones de México 2006, Perú 2011 y Brasil 2010. En el resto de los comicios analizados, el comportamiento de los coeficientes no estandarizados se corresponde exclusivamente con el esquema direccional RML.

Gráfico 4.2. Coeficientes estandarizados en función de la posición ideológica de los electores.



Nota: Los coeficientes estandarizados están expresados en valores absolutos, por lo tanto, sólo se comparan magnitudes con independencia del signo de la relación entre las variables.

Fuente: Elaboración propia.

Por otro lado, el gráfico 4.2 relaciona los betas de todas las variables incluidas en las pruebas con las medias de las posiciones ideológicas de cada grupo de votantes. En este sentido, la diferenciación entre los distintos factores a partir de su naturaleza permite determinar de forma comparativa el peso de cada uno de ellos en el conjunto de las elecciones bajo examen. Así las cosas, los resultados de los electores de izquierda muestran claramente que los efectos fijos de los candidatos constituyen las variables

que mayor explicación aportan sobre la varianza de la utilidad en este segmento del electorado. Muy por debajo le siguen las variables espaciales y los controles sociodemográficos de los electores. En este punto, es importante no olvidar que debido al predominio del esquema de la proximidad en este grupo de electores no es posible una interpretación aislada de los componentes de la distancia euclidiana. Esto dificulta una diferenciación exacta del peso de los factores espaciales respecto a la influencia que ejercen en los resultados de las regresiones las características de los electores.

Los coeficientes estandarizados del grupo de los votantes de derecha se comportan de manera diferente. Tal y como se ha descrito en el análisis, el gráfico muestra como los componentes asociados a los productos escalares dominan en los resultados de este segmento ideológico del electorado. Luego se encuentran los efectos fijos, seguidos, muy por debajo, de los controles sociodemográficos de los votantes. Los componentes longitud parecen estar agrupados en el fondo del gráfico, sin embargo, no hay que olvidar que tres de esas variables forman parte de esquemas mixtos, por lo que su interpretación también está asociada al peso que reportan los respectivos componentes escalares.

Conjugando ambos resultados no cabe duda que en los seis procesos electorales analizados el peso de los factores no espaciales en la evaluación del conjunto de los candidatos que realizan los electores de izquierda es superior a la influencia de los componentes que representan las teorías de utilidad del voto. Obviando los factores no espaciales, la proximidad presenta un mejor desempeño, con la excepción del caso de Brasil 2010, que el paradigma de la direccionalidad RML. Lo contrario ocurre con los resultados del grupo de votantes que se ubican en la derecha política. En este caso, claramente los factores espaciales ofrecen una mejor explicación de la varianza de la utilidad que los efectos fijos de los candidatos y los controles de los electores. Específicamente, el componente asociado a los productos escalares es la variable que mejor desempeño presenta. En tres de las elecciones exploradas, ese predominio se manifiesta en modelos puros direccionales RML; mientras que en el resto se presenta enmarcado en formulaciones mixtas donde el peso de la longitud es significativamente inferior.

Modelos mixtos RML por candidatos.

Los resultados comentados llaman la atención sobre la influencia de las variables no espaciales en la evaluación que reciben los candidatos latinoamericanos de sus electorados. Esto es especialmente cierto respecto al peso de los efectos fijos en los resultados de las pruebas, tanto en el grupo de electores de izquierda como de derecha. Partiendo de esta evidencia, la adopción de una estrategia de operacionalización que diferencia entre candidatos cumple cuatro finalidades.

La primera de ellas es examinar, en el marco de los modelos mixtos RML, el desempeño de las teorías de utilidad del voto en cada competidor. Esto permite explorar la existencia o no de diferencias en cuanto a la forma en que los votantes evalúan a los candidatos. Como ejemplo de ello, Merrill y Grofman (1999, p. 74) encuentran, en su trabajo sobre las elecciones de Estados Unidos, una relación positiva entre el factor de la intensidad del modelo direccional y los candidatos que provienen de la oposición política (*challengers*), relación que no se verifica respecto a los presidentes que compiten por la reelección para dicho cargo (*incumbents*). Una tendencia similar fue hallada por Cho y Endersby (2003, p. 290) en las elecciones británicas de 1987, 1992 y 1997.

La segunda finalidad es la de esclarecer la identidad de los factores que se esconden detrás de las diferencias entre las valoraciones medias de los competidores. Para ello, siguiendo la tradición politológica, se evalúa el ajuste empírico de tres variables: la identificación partidista, el liderazgo y el desempeño del gobierno. Por un lado, el primer factor se operacionaliza mediante la proximidad declarada por el entrevistado respecto a la organización política del candidato y/o, en algunos casos, su cercanía a la coalición de partidos que le acompaña. Por otro lado, el liderazgo se examina a partir de la mención espontánea del nombre del competidor ante el interrogante sobre el aspirante que se percibe como el más competente para resolver el primer problema del país. En ambos casos los factores son tratados como variables nominales dicotómicas; mientras que la evaluación retrospectiva del gobierno está operacionalizada de forma ordinal en cuatro categorías (de “muy mal trabajo” a “muy buen trabajo”).

Una vez identificados tales factores, el tercer objetivo que se persigue en este apartado es explorar, de manera preliminar, la relación entre la naturaleza de las

variables y las estrategias de posicionamiento de los candidatos en la dimensión ideológica. Estas posiciones se encuentran reportadas en los gráficos de las curvas de apoyo comentadas en el capítulo II de la presente investigación. Siguiendo a Rabinowitz y Macdonald (1989, p. 99), el apoyo electoral en la teoría direccional se produce por el estímulo que generan los partidos políticos o los competidores como consecuencia deliberada de su ubicación espacial. De acuerdo con ello, en una distribución asimétrica de votantes la estrategia óptima de los candidatos en una competición electoral, cuyo único contenido son elementos espaciales, es la de situarse en los límites de la región de aceptabilidad (Macdonald y Rabinowitz, 1998, p. 289). Esto les permitiría captar la mayor cantidad posible de electores ubicados a su lado de la dimensión política.

Sin embargo, en una competencia *multiissue* o cuando un *valance issue* de Stokes (1963, p. 373) entra en la dinámica de una campaña electoral se producen, al menos, dos alteraciones en la estrategia antes descrita. La primera de ellas es que el candidato que posee una ventaja en algún tema (*valance* o no) tiene dos incentivos para moderar su ubicación en los asuntos del espacio político que le desfavorecen. Por un lado, reduce la hostilidad natural que causa en aquellos que se encuentran al otro lado de la dimensión temática. Esto se logra sin perder los votantes posicionados de su lado del punto neutro. Por otro lado, desvía la atención general sobre la dimensión temática que le resulta desventajosa mientras apela al factor espacial (mediante el incremento de la intensidad en la dimensión temática) o no espacial que le favorece en términos de apoyo político.

La segunda alteración es que el candidato contrario a este competidor queda obligado a actuar del mismo modo con el objetivo de contrarrestar las consecuencias electorales de esa desventaja. En este sentido, la estrategia electoral en el modelo direccional RML se basa en una configuración de posiciones dimensionales a partir de las cuales se relacionan factores de distinta naturaleza. En ella, a diferencia del rol que cumple en la teoría clásica de la proximidad, el candidato tiene un control activo sobre los criterios que son usados por los electores en su propia evaluación y, con frecuencia, en la valoración de los otros competidores (Rabinowitz y Macdonald, 1989, pp. 99-100). Así las cosas, el examen de esta dinámica en cada elección pretende cumplir con el objetivo planteado en este apartado. Esto sin olvidar que la presencia de electorados heterogéneos también constituye un incentivo, aunque de origen meramente espacial,

para la moderación de la postura de los candidatos en el espacio político (Morris y Rabinowitz, 1997, p. 75).

La última finalidad que se persigue con la evaluación de modelos mixtos RML, controlando por los candidatos, es observar el efecto de la inclusión de aquellos electores que no fueron capaces de ubicar ideológicamente a todos los competidores de la elección sometida a su consideración. Estos votantes han sido excluidos de todas las regresiones agrupadas tipo panel ejecutadas hasta este punto. El motivo que ha fundamentado esta decisión metodológica es que el número de candidatos evaluados por el votante afecta directamente como dicho elector distribuye el espacio político entre ellos (tal y como señala Westholm (1997, p. 877) respecto a la excentricidad). Sin embargo, desde el punto de vista teórico dicha imposibilidad de ofrecer un posicionamiento de todos los candidatos está claramente relacionado con el nivel de conocimiento político que presentan dichos electores, razón por la cual resulta interesante examinar el impacto de su forma de evaluar los candidatos en los resultados generales de toda la muestra⁴⁷. En este sentido, la estrategia de separar por competidor permite alcanzar dicho objetivo en un contexto donde varios individuos toman su decisión sobre una única opción. Esto es, siguiendo a Lewis y King (1999, p. 29), un contexto que permite asumir la comparabilidad directa de sus respectivas utilidades.

A continuación se muestran los resultados de los modelos mixtos RML para cada uno de los candidatos que participaron en las seis elecciones latinoamericanas objeto de este estudio. La primera prueba se corresponde con una regresión simple que sólo incluye a los electores que posicionan ideológicamente a todos los candidatos de los comicios sometidos a su consideración. Luego se replica dicha regresión incorporando a aquellos electores que, ubicando al candidato respectivo, no posicionan a uno o varios de los competidores que participan en dicha competición. Finalmente, se ejecuta una última prueba similar a la anterior pero que incorpora, además, el conjunto de las

⁴⁷ Generalmente, los candidatos afectados son los candidatos menos conocidos y que, por tanto, obtienen bajos resultados electorales. Existen diversos estudios que examinan la hipótesis que asocia el modelo direccional con escasos niveles de sofisticación política y el modelo de proximidad con altos niveles en dicha condición. Algunos autores no han encontrado evidencia empírica que soporte esta relación. Entre ellos se encuentran los trabajos de Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1995, p. 472), Dow (1998, p. 267) y Kropko (2012, p. 18). Otros sólo han hallado una evidencia parcial, bien que relacione bajos niveles de educación con el modelo direccional, como Tomz y Van Houweling (2008, p. 313), o altos niveles de conciencia política con el modelo de la proximidad, como Sturgis y Tilley (2004, pp. 29-31).

variables sociodemográficas de los electores y los factores asociados a los competidores enumerados anteriormente.

Caso Chile 2009.

La tabla 4.7 muestra los resultados de la aplicación de los modelos mixtos a cada candidato que participa en la elección presidencial de Chile 2009. Desde una perspectiva general, el primer elemento que destaca es la diversidad que existe en el comportamiento de los modelos de los distintos competidores. De acuerdo con ello, el análisis de los ratios entre los coeficientes no estandarizados indica que en los resultados de los modelos de Frei y Enríquez-Ominami domina el esquema puro de la proximidad y en las regresiones de Piñera y Arrate se desempeña mejor la teoría de la direccionalidad RML (en el primero de ellos en una modalidad pura y en el segundo bajo una fórmula de combinación).

También se observa que no existen diferencias significativas entre los R^2 ajustados de las dos primeras pruebas de cada candidato con el aumento del número de votantes que se incluyen en ellas, así como tampoco se evidencian alteraciones importantes entre los valores de los coeficientes no estandarizados de las variables que reportan ambas regresiones. Por el contrario, resulta llamativo el gran aumento que experimentan los R^2 ajustados de Piñera y Frei cuando se incluyen el conjunto de controles y factores no espaciales. Esto viene acompañado de un cambio en los ratios entre los coeficientes no estandarizados de las teorías sin que ello represente una transformación de la relación existente entre ellas y que fuera descrita con anterioridad.

Como se ha expresado al inicio, los modelos del candidato Piñera muestran un comportamiento plenamente acorde con la teoría pura direccional RML. No obstante, una inspección de los coeficientes estandarizados de la regresión que incluye todas las variables disponibles, evidencia que el factor que mayor influencia ejerce sobre el resultado de la prueba es la percepción que tienen los electores sobre su competencia para resolver lo que cada uno ellos considera como el primer problema del país⁴⁸. Esta variable centra la atención en el candidato como el factor más influyente en la evaluación electoral de los entrevistados, seguido de la direccionalidad en su

⁴⁸ En la encuesta de CSES (2013), primero se interroga al individuo sobre cuál cree que es el primer problema del país y, luego, sobre cuál de los candidatos cree que es el más competente para resolverlo.

posicionamiento ideológico. Recién, en un tercer lugar, se hace presente la identificación partidista, en este caso, diluida en la proximidad a la “Coalición por el Cambio” o antigua “Alianza” de los partidos Unión Demócrata Independiente (UDI), Renovación Nacional (RN) y el Partido Regionalista Independiente (PRI). Por último, la condición de trabajador público de los votantes está asociada a una valoración media superior, respecto a este candidato, que la observada en los entrevistados que pertenecen a otros sectores laborales.

Tabla 4.7. Resultados de los modelos mixtos RML para cada candidato. Chile 2009.

	Modelo Mixto RML		Modelo Mixto RML con distinta N		Modelo Mixto RML con distinta N + controles	
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados
Piñera						
-Longitud	.002(.007)	.008	.003(.007)	.009	.002(.004)	.006
2 Prod. Escalar	.097(.004)	.646**	.097(.004)	.645**	.041(.006)	.275**
Controles						
Competencia					-3.608(.206)	-.488**
Prox. a la coalición (Coa. por el Cambio)					-1.174(.235)	-.133**
sector laboral (público)					-.758(.337)	-.047*
R² Ajustado	.416		.413		.605	
Ratio b₂/b₁	48.5		32.33		20.5	
N	849		895		895	
Frei						
-Longitud	.058(.009)	.209**	.060(.009)	.216**	.029(.007)	.107**
2 Prod. Escalar	.075(.009)	.276**	.074(.009)	.272**	.049(.007)	.177**
Controles						
Competencia					-3.213(.180)	-.515**
Próx. al partido (DC)					-1.634(.265)	-.168**
Próx. a la coalición (Concertación) ^f					-.877(.258)	-.093**
Ingresos del hogar					-.139(.065)	-.054*
R² Ajustado	.140		.141		.507	
Ratio b₂/b₁	1.29		1.23		1.69	
N	849		890		773	
Arrate						
-Longitud	.010(.007)	.041	.010(.007)	.045	.017(.007)	.074*
2 Prod. Escalar	.071(.004)	.511**	.070(.004)	.505**	.066(.004)	.478**
Controles						
Próx. al partido (PC)					-2.117(.528)	-.119**
Nivel de educación					.159(.046)	.100**
R² Ajustado	.268		.263		.285	
Ratio b₂/b₁	7.1		7		3.88	
N	849		871		871	
Enriquez-Ominami						
-Longitud	.051(.008)	.211**	.051(.008)	.210**	.049(.008)	.203**
2 Prod. Escalar	.063(.007)	.280**	.065(.007)	.287**	.065(.007)	.285**
Controles						
Edad					-.025(.007)	-.128**
Zona geográfica (Santiago)					.473(.178)	.084**
Nivel de educación					.109(.050)	.074*
R² Ajustado	.158		.162		.194	
Ratio b₂/b₁	1.24		1.27		1.33	
N	849		876		876	

Las entradas de las variables son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. ** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05. Los controles analizados son: edad, género (hombre), nivel de educación, ingresos del hogar, sector laboral (público), religión (católica y protestante), zona geográfica (Santiago de Chile), próximo al partido del candidato (Renovación Nacional, Demócrata Cristiana, Partido Comunista), próximo a la coalición de partidos que apoya el candidato (Concertación de Partidos por la Democracia: Demócrata Cristiano, Por la Democracia, Radical Socialdemócrata y Partido Socialista; Coalición por el Cambio: Unión Demócrata Independiente, Renovación Nacional y Partido Regionalista Independiente; y Nueva Mayoría para Chile: Partido Humanista y Partido Ecologista) y competencia del candidato para resolver el primer problema del país. Sólo han sido registradas las variables de control que resultan estadísticamente significativas en cada modelo.

^fNo incluye el partido del candidato.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

En el candidato Frei, resulta impresionante el cambio que experimenta el R^2 ajustado con la incorporación de los factores no espaciales de votantes y candidatos, esto es, un incremento de 0.141 a 0.507. También se observa que, al igual que ocurre en el caso de Piñera, la principal contribución a ese resultado proviene de la percepción de los votantes sobre su competencia para solventar el primer problema del país. Sin embargo, el peso de esta cualidad en Frei, comparada con la influencia de las otras variables incluidas en la regresión, resulta superior a lo observado en los resultados del competidor anterior.

Por otro lado, en un rango de contribución relativamente menor, los otros factores que presentan significación estadística en Frei son los componentes espaciales, los controles partidistas y el nivel de ingresos en los hogares de los electores. En los dos primeros grupos de variables, la proximidad, por un lado, en términos de distancia ideológica y, por el otro, respecto al partido Demócrata Cristiano y a la “Concertación por la Democracia”, está vinculada a una mejor valoración del candidato analizado⁴⁹. Lo contrario ocurre con el control socioeconómico de los votantes que resulta significativo en la regresión que muestra una relación inversa con la utilidad que reportan los electores sobre este competidor.

En este punto, resulta destacable que en los dos candidatos analizados los factores no espaciales y, concretamente, la variable relativa a la percepción sobre la competencia de cada aspirante, presente un mejor desempeño en los modelos que las teorías sobre la utilidad del voto. Esto no ocurre con los candidatos que recibieron menos apoyo electoral en estos comicios. En los resultados del aspirante Arrate, la formulación mixta de ambas teorías con un importante predominio del componente asociado a los productos escalares constituye el mejor predictor, mientras que en el caso de Enríquez-Ominami la teoría clásica de la proximidad es la que ofrece la mejor explicación respecto a la varianza de la valoración que recibe dicho competidor.

⁴⁹ Resulta llamativo que la proximidad sólo es significativa cuando se trata de la coalición política y no cuando evalúa específicamente al partido del candidato (Partido Demócrata Cristiano). En este sentido, parece que en la identificación con la Concertación se diluyen las identidades de las organizaciones políticas que la integran. De hecho, algunas diferencias entre los partidos de la coalición podrían tener poca influencia en la competición electoral. Así lo demuestran Torcal y Mainwaring (2003, p. 63) respecto al efecto de la variable de la clase social cuando comparan el desempeño del Partido Socialista y el Partido Demócrata Cristiano.

En la prueba de Arrate, también presentan significación estadística la identificación del elector con la organización política del candidato y el control sobre el grado de instrucción formal de los votantes. De acuerdo con ello, los entrevistados que manifiestan una proximidad al Partido Comunista presentan una media de valoración sobre este candidato superior al resto de los electores. Igualmente, se observa que a medida que aumenta el nivel de educación de los votantes también mejoran las evaluaciones que recibe este competidor.

Distinto ocurre con la regresión de Enríquez-Ominami donde solamente los controles sociodemográficos de los electores presentan relevancia estadística a $p \text{ valor} \leq 0.05$. Entre esas variables, se encuentran la zona geográfica, la edad y, al igual que en el candidato anterior, el nivel de educación. Respecto a la primera, los resultados reflejan que los entrevistados de Santiago presentan una utilidad media asociada a este competidor inferior al promedio de los habitantes del resto de Chile. En cuanto a la segunda y a la tercera variable, se observa que el aumento en los años de vida de los votantes empeora la evaluación que recibe este candidato, mientras que, por el contrario, un incremento en el grado de instrucción tiene un efecto positivo sobre su valoración.

Por otro lado, resulta interesante como los resultados obtenidos en todas las pruebas reflejan dos aspectos de la dinámica electoral chilena que viéndose siendo descritos con mayor profundidad por la Ciencia Política comparada. Estas características ofrecen una visión interesante sobre la relación entre los factores espaciales y no espaciales que configuran las estrategias de los competidores que participan en esta elección presidencial. El primero de ellos guarda relación con la experiencia autoritaria chilena y sus efectos sobre el sistema de partidos que se configura posteriormente. En este sentido, prácticamente no existe divergencia entre los académicos respecto a la importancia del clivaje democracia/dictadura en la estructuración de la competencia electoral post-transicional que se ha desarrollado en este país (Tironi y Agüero, 1999, p. 158; Rodríguez, 2003, p. 216; Torcal y Mainwaring, 2003, p. 76; Alcántara Sáez y Luna, 2004, pp. 146-147,152; Valenzuela, Scully y Somma, 2007, p. 2).

Tironi y Agüero (1999, p. 157) destacan que en la conformación y permanencia de las coaliciones políticas que compiten en Chile se observa claramente la impronta de las lealtades construidas durante el régimen autoritario, tanto entre quienes apoyaban

su modelo de “revolución capitalista” como entre quienes se opusieron a su imposición por la vía militar. Estos vínculos se mantuvieron en los apoyos a las opciones del “sí” y el “no” en el referendo de 1988 y desde entonces se han materializado en lo que Kitschelt, Hawkins, Luna, Rosas y Zechmeister (2010) identifican, en el contexto latinoamericano, con una estructuración partidista altamente programática. Específicamente, en ese legado de la dictadura se encuentra la explicación a los posicionamientos ideológicos de los principales candidatos reportados en el gráfico 2.1 de esta investigación. Por un lado, la “Concertación” hereda su posición de moderación política; mientras la “Alianza” enraíza su postura en la derecha ideológica (Torcal y Mainwaring, 2003, pp. 59-60; Altman y Luna, 2015, p. 211).

Desde la perspectiva de Macdonald y Rabinowitz (1998, p. 289), cuando un candidato se ubica en el centro del espacio ideológico su ubicación, más que emitir un mensaje de centralidad, constituye una invitación a los votantes a considerar otros aspectos distintos a la ideología en su decisión electoral. Esto se produce como consecuencia de una posición desventajosa en esa dimensión específica, lo cual, desde el punto de vista estratégico, puede afectar su desempeño en relación a los otros competidores que participan en la misma elección presidencial. Así ocurre en el caso del candidato Frei. Con una media muestral de la distribución de los electores ubicada en el segmento de la derecha (ver figura 2.2) y con los dos competidores adicionales posicionados en su lado del punto neutro (Arrate y Enríquez-Ominami), resulta evidente que Frei se encuentra en desventaja frente a Piñera en una competencia basada exclusivamente en la cuestión ideológica. Estas circunstancias permitirían explicar, desde el punto de vista de la estrategia teórica, las posiciones que adoptan ambos competidores en la referida dimensión temática.

La diferencia en este caso se observa en que el origen de estas posturas no sólo tiene sus raíces en aspectos fácticos o estratégicos propios de la elección analizada, sino que obedece a las lógicas de competición heredadas, como ya se ha expuesto, desde del régimen militar. Específicamente, en torno a otros factores no espaciales como el clivaje dictadura/democracia. Sin embargo, Altman y Luna (2015, p. 208) advierten dos tendencias en la competición electoral chilena que se ajustan claramente a los resultados obtenidos en la pruebas de la tabla 4.7. Por un lado, señalan que la importancia de la línea divisoria entre democracia/dictadura ha disminuido con el

transcurso del tiempo y parece ser más eficaz para movilizar ciertos sectores concretos del electorado chileno. Estos segmentos están conformados por los votantes de mayor edad y grado de politización provenientes de los estratos socioeconómicos más altos. Por otro lado, sostienen que en otros sectores sociales los liderazgos personalistas localizados y cada vez más desvinculados de los partidos han sustituido la movilización más partidista.

En este contexto, la variable de aproximación al liderazgo empleada en las pruebas analizadas con anterioridad surge como el factor no espacial que mejor describe la competición electoral entre los candidatos más importantes. En el caso del candidato Frei, la percepción sobre su capacidad para resolver el primer problema del país asociada, seguramente, a su condición de expresidente, sustituye su desventaja posicional en la dimensión ideológica. Mientras que el caso del competidor Piñera, la relación entre ambos factores, espaciales y no espaciales, presenta características aditivas o de complementariedad.

Caso México 2006.

La tabla 4.8 muestra los resultados de los modelos mixtos RML para cada uno de los candidatos que participaron en la elección presidencial de México 2006. A primera vista, resulta llamativo cómo el aumento del número de electores incluidos en las regresiones de Calderón, López y Madrazo, inclina la relación entre las teorías a favor de la direccionalidad RML. También se observa que dicho incremento en la cantidad de votantes viene acompañado de una disminución de los R^2 ajustados reportados en las pruebas. Sin embargo, por otro lado se evidencia que estas situaciones son revertidas con la incorporación de las variables de control, inclusión a partir de la cual se observa una tendencia al equilibrio entre las proporciones de ambos componentes espaciales y un incremento de los respectivos coeficientes de determinación.

De acuerdo con ello, los competidores Calderón y López pasan de modelos puramente direccionales o mixtos con un fuerte componente direccional a esquemas combinatorios con un predominio de los productos escalares relativamente débil. Madrazo pasa de modelos mixtos con una ligera superioridad direccional a un comportamiento propio de la teoría clásica del voto; mientras Campa y Mercado se mantienen en esquemas de proximidad. En todos los candidatos, con la excepción de

Madrazo, los componentes espaciales presentan un mejor desempeño que el resto de factores incluidos en cada regresión.

Tabla 4.8. Resultados de los modelos mixtos RML para cada candidato. México 2006.

	Modelo Mixto RML		Modelo Mixto RML con distinta N		Modelo Mixto RML con distinta N + controles	
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados
Calderón						
-Longitud	.011(.005)	.054*	.006(.005)	.029	.017(.004)	.078**
2 Prod. Escalar	.077(.003)	.681**	.074(.002)	.661**	.044(.003)	.397**
Controles						
Evaluación del gob.					1.038(.095)	.238**
Competencia					-1.663(.182)	-.234**
Próx. a PAN					-.682(.186)	-.089**
Zona geográfica (norte)					-.575(.158)	-.071**
R² Ajustado	.457		.433		.574	
Ratio b_2/b_1	7		12.33		2.58	
N	829		1171		1159	
López						
-Longitud	.007(.006)	.033	.005(.005)	.025	.022(.004)	.104**
2 Prod. Escalar	.078(.003)	.654**	.075(.003)	.637**	.053(.003)	.451**
Controles						
Próx. a PRD					-3.225(.197)	-.395**
Zona geográfica (norte)					-.428(.173)	-.051*
R² Ajustado	.431		.408		.520	
Ratio b_2/b_1	11.14		15		2.4	
N	829		1163		1163	
Madrazo						
-Longitud	.021(.006)	.109**	.017(.005)	.086**	.019(.005)	.099**
2 Prod. Escalar	.060(.003)	.529**	.056(.003)	.497**	.036(.003)	.324**
Controles						
Próx. a PRI					-2.984(.239)	-.334**
Competencia					.877(.184)	.122**
Zona geográfica (norte)					-.822(.192)	-.108**
Nivel de educación					-.102(.048)	-.061*
Edad					-.013(.006)	-.059*
Ingresos del hogar					-.158(.078)	-.057*
R² Ajustado	.320		.266		.401	
Ratio b_2/b_1	2.86		3.29		1.89	
N	829		1171		1010	
Campa						
-Longitud	.032(.006)	.192**	.032(.006)	.189**	.032(.006)	.191**
2 Prod. Escalar	.043(.004)	.393**	.043(.004)	.394**	.040(.004)	.367**
Controles						
Zona geográfica (norte)					-1.364(.217)	-.196**
Ingreso del hogar					-.293(.073)	-.125**
Evaluación del gob.					.313(.111)	.088**
Competencia					-5.637(2.392)	-.073*
R² Ajustado	.252		.251		.316	
Ratio b_2/b_1	1.34		1.34		1.25	
N	829		851		728	
Mercado						
-Longitud	.029(.006)	.163**	.030(.006)	.166**	.032(.005)	.181**
2 Prod. Escalar	.049(.004)	.431**	.048(.004)	.425**	.045(.004)	.395**
Controles						
Zona geográfica (norte)					-1.395(.210)	-.190**
Prox. a PASC					-3.248(1.266)	-.073**
Género (hombre)					.432(.172)	.071*
Competencia					-2.040(.846)	-.068*
Evaluación del gob.					.250(.109)	.065*
R² Ajustado	.264		.257		.309	
Ratio b_2/b_1	1.68		1.6		1.41	
N	829		874		866	

Las entradas de las variables son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. ** p valor ≤ 0.01 ; * p valor ≤ 0.05 . Los controles analizados son: edad, género (hombre), nivel de educación, sector laboral (público), ingresos del hogar, religión (católica y protestante), zona geográfica (norte), raza (indígena), habitante de campo o ciudad (población de más de 2500 habitantes), evaluación del gobierno, próximo al partido del candidato (PAN, PRD, PRI, PANAL, PASC), competencia para resolver el primer problema del país. Sólo han sido registradas las variables de control que resultan estadísticamente significativas en cada modelo.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

En cuanto a los controles sociodemográficos de los electores, llama la atención que la valoración de los habitantes de la zona geográfica norte presente significación estadística y la misma interpretación en todos los candidatos que participaron en esta elección. Esto refuerza la tesis de Westholm (1997, pp. 868, 869) sobre las diferencias existentes entre las líneas de base de las valoraciones de distintos individuos. Algo similar ocurre con la evaluación general del desempeño del gobierno. Esta variable, además de mostrar importancia explicativa respecto a la valoración de Calderón, presenta relevancia estadística para los candidatos Campa y Mercado, aunque en una proporción bastante inferior a la de aquél.

Específicamente en el caso de Calderón, la variable de la evaluación retrospectiva representa el factor no espacial con mayor influencia en los resultados de la prueba; seguido muy de cerca por la percepción de los electores sobre su capacidad para resolver el primer problema del país. También, como era de esperarse en el caso mexicano, la identificación partidista constituye un predictor importante. Concretamente en los resultados de Calderón, la proximidad al Partido Acción Nacional (PAN) constituye un componente significativo en la utilidad reportada por los votantes con relación a este competidor.

Precisamente, la identificación partidista constituye el factor no espacial más importante y el único que, con certeza, se encuentra detrás de la varianza de las evaluaciones que recibe el candidato López Obrador. La otra variable que resulta relevante es la valoración positiva que reportan los habitantes de la zona geográfica norte de México. Sin embargo, este último control presenta un nivel de significación inferior a la variable de la proximidad entre el votante y el Partido de la Revolución Democrática (PRD), a la vez que no ofrece confianza sobre la medida en que su influencia sobre la variable dependiente es atribuible a las características del candidato, a la naturaleza de los propios electores o ambas.

Por su parte, Madrazo constituye el único competidor de esta elección en cuyos resultados un componente no espacial supera el desempeño de ambas teorías. Ese factor es, precisamente, la identificación partidista. De acuerdo con ello, el coeficiente estandarizado de la proximidad entre el votante y el Partido Revolucionario Institucional (PRI) es superior a todos los coeficientes estandarizados de las distintas variables y controles incluidos en la regresión. Esto es consecuente, desde el punto de vista de la

estrategia electoral teórica, con su posicionamiento en el centro de la dimensión ideológica (ver gráfico 2.2).

A pesar de ello, el aspecto más llamativo de los resultados de este candidato lo constituye el signo positivo que acompaña la variable sobre su competencia para resolver el primer problema de México. Bajo esa orientación del signo, los entrevistados que consideran a Madrazo como el candidato más capacitado para llevar a cabo dicho cometido, también le otorgan una valoración media inferior al resto de la población. A pesar de lo incoherente que podría resultar esta interpretación, quizás, el motivo de ese resultado podría deberse a la combinación de dos aspectos: por un lado, la forma en que se plantea la pregunta al entrevistado y, por el otro, la relación existente entre el partido y el candidato.

En cuanto al rol del primer elemento podría decirse que si la proximidad al PRI constituye la variable no espacial más importante en la evaluación de este candidato, preguntarle a un mexicano que se identifica con este partido cuál es el candidato más idóneo para resolver el primer problema del país, difícilmente se podría obtener una respuesta distinta al candidato del PRI. Esto podría explicar que el 27,2% de las respuestas obtenidas en esta interrogante sea el nombre Roberto Madrazo. Complementariamente, el segundo elemento arroja mayor luz sobre los malos resultados en la valoración que recibe este candidato por parte de este grupo de electores.

En un análisis sobre la candidatura de Madrazo en la elección presidencial de México 2006, Hernández (2009, pp. 43-45) señala que la polarización de la competencia electoral entre Calderón y López Obrador no sólo acabó con las ventajas electorales de este candidato sino que afectó decisivamente sus apoyos dentro del propio partido. Este autor, al igual que Langston (2007, p. 4), señala que ante la certeza de una derrota electoral, concretamente, los gobernadores, que son quienes controlan los aparatos locales, optaron por instar el voto útil por alguno de los dos candidatos presidenciales más fuertes mientras defendían que el PRI debía concentrarse en ganar las campañas por el Congreso. Esto se produjo como consecuencia de los tres principales problemas que venía enfrentando el partido desde el año 2000 según ambos autores citados: la falta de liderazgo y de normas que regulen la competencia interna y la multiplicación de grupos y divisiones dentro del propio partido. En este sentido, a pesar de que la

proximidad al partido sea la variable que mejor explica la valoración de Madrazo, Moreno y Méndez (2007, p. 52) demuestran que la movilización electoral a partir de la identificación de los electores con el PRI sufrió una importante caída en este proceso electoral.

En cuanto a los controles sociodemográficos de los electores que resultan significativos en los resultados de Madrazo, se encuentran el nivel de educación, la edad y los ingresos del hogar. En los tres casos, la relación de cada variable respecto a la utilidad reportada por los electores presenta una relación inversamente proporcional. Esto es, en la medida que aumenta el grado de instrucción, los años de vida y el dinero que ingresa en el núcleo familiar disminuye la valoración que el elector le otorga a este candidato. Tampoco hay que olvidar que, al igual que en el resto de los aspirantes, el control de la zona geográfica también presenta significación estadística en este competidor.

Casualmente los resultados de Campa y Mercado son bastante similares en cuanto al conjunto de variables no espaciales que ejercen algún tipo de influencia en la utilidad respecto a cada uno de ellos. Concretamente, comparten la significación estadística de los factores zona geográfica, evaluación general del gobierno y competencia para resolver el primer problema del país. Las dos primeras ya han sido analizadas con anterioridad. Respecto a la última es importante señalar que los signos de los coeficientes presentan la orientación correcta, distinto a lo analizado en el caso de Madrazo. Tanto en uno como en otro caso, quienes opinan que son los candidatos más capaces también conforman el grupo de electores que les otorga las valoraciones más altas.

Por otro lado, los resultados de Campa y Mercado se diferencian en que, en el primero, resulta significativo el control sobre los ingresos del hogar y, en la segunda, el factor género y la identificación partidista. De acuerdo con ello, a medida que aumenta la renta del núcleo familiar empeora la evaluación que realizan los electores sobre el candidato Campa; mientras que las mujeres y los próximos a su organización política presentan una media de valoración superior respecto a Mercado que la observada en el resto de los entrevistados.

Llegado el momento de analizar la competición entre los candidatos, resulta muy interesante que Hernández (2009, p. 45), partiendo de un análisis sobre la candidatura

de Roberto Madrazo, describa un panorama electoral que coincide plenamente con los resultados obtenidos en las regresiones estudiadas. En ese sentido, este autor hace hincapié sobre varios aspectos. En primer lugar, expone que Madrazo quedó atrapado en una indefinición ideológica y programática que se agudizó en la medida que López Obrador y Calderón polarizaron la competencia política. De acuerdo con ello, el gráfico 2.2 del capítulo II muestra la media de la ubicación ideológica de cada uno de los candidatos que participan en esta elección. Como se observa, Madrazo está posicionado, casi de manera exacta en el centro de la dimensión izquierda-derecha, lo cual, desde la perspectiva de la teoría direccional RML se corresponde con esa falta de definición ideológica y programática esgrimida por el autor. También se evidencia como López y Calderón se posicionan a su izquierda y a su derecha, respectivamente. Entre ambos, el candidato que presenta la posición más extrema es el aspirante por el partido del gobierno. En cambio, el aspirante López ocupa una posición un poco más moderada en la dimensión ideológica, lo cual, se compensa con el aumento de su valoración en la medida que los votantes se autodefinen como más extremistas⁵⁰.

En segundo término, al igual que Langston (2007, p. 6), Hernández (2009, p. 45) señala que la mala imagen de Madrazo tuvo su origen en una estrategia de defensa del centro ideológico poco convincente, endeble y tardía; así como también en la deslealtad de sectores internos del partido. Para Macdonald y Rabinowitz (1998, p. 289), desde el punto de vista espacial, un candidato que opta por una posición central en una dimensión cualquiera intenta desviar la atención de los electores de un tema que le es desfavorable (el tema de esa dimensión) a otros tópicos que pueden favorecer un incremento de su apoyo político. Tomando en cuenta esta observación y los resultados reportados en la prueba, resulta evidente que la estrategia de Madrazo intentó desplazar del foco de la valoración de los electores el contenido ideológico dimensional para sustituirlo por la identificación partidista. A partir de ese momento, los problemas y divisiones internas dentro del PRI pasarían a convertirse en un elemento decisivo en el desenlace de su candidatura.

Finalmente, Hernández (2009, p. 45) señala que mientras Madrazo intentaba afianzar dicha estrategia, López y Calderón no tuvieron problemas para posicionarse en

⁵⁰ Si se desea profundizar sobre este aspecto, Paolino (2009) desarrolla un interesante trabajo analizando el riesgo que representan para el PRI su posicionamiento ideológico y otros factores electorales.

la dimensión izquierda-derecha. Lawson y Moreno (2007, p. 449) también dan cuenta sobre esta situación en sus estudios con datos de panel. Por un lado, Calderón se presentó como la continuación del gobierno anterior, focalizado en el mantenimiento del sistema económico y en el impulso de las reformas fiscal y energética. Por otro lado, López desarrolló un discurso de protección a los pobres, orientado al aumento del intervencionismo del Estado y la transformación del modelo de libre mercado. Lo expuesto por este autor es revelador en cuanto a la relación entre los factores espaciales y no espaciales observada en los modelos de los dos candidatos que polarizan la contienda. En los resultados de ambos competidores, la direccionalidad que domina el comportamiento de los modelos mixtos se encuentra matizada por la importancia que adquieren las variables *non policy*.

En Calderón, no sólo su posicionamiento como candidato de la derecha mexicana resulta relevante en los modelos discutidos, también tiene mucha importancia la evaluación retrospectiva del gobierno. Algo similar ocurre en el caso del competidor López Obrador. Específicamente, los contenidos discursivos que destaca Hernández (2009, p. 45) en su descripción, además de poseer un fuerte componente ideológico, están claramente asociados a la trayectoria y declaración de principios del Partido de la Revolución Democrática (PRD, 2014). De manera que, en los términos señalados por Macdonald y Rabinowitz (1998, p. 289), su posicionamiento moderado en la dimensión ideológica es compensada por su apelación a la variable de la proximidad con el partido. Por otro lado, también es importante destacar que, quizás, en el origen de esta estrategia de López Obrador se encuentra la desventaja espacial que representa la presencia de los candidatos Campa y Mercado en su mismo lado de la dimensión y la marcada orientación hacia a la derecha que caracteriza la distribución de los electores en esta contienda (ver figura 2.3).

Caso Uruguay 2009.

Uno de los casos donde la verificación de las teorías con un mayor número de votantes venía constituyendo una prioridad es la elección presidencial de Uruguay 2009. En ese sentido, la evaluación de los modelos espaciales por candidatos representa una gran oportunidad para llevar a cabo esta tarea.

Tabla 4.9. Resultados de los modelos mixtos RML para cada candidato. Uruguay 2009.

	Modelo Mixto RML		Modelo Mixto RML con distinta N		Modelo Mixto RML con distinta N + controles	
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados
Mujica						
-Longitud	.000(.008)	.002	.005(.006)	.027	.005(.005)	.022
2 Prod. Escalar	.071(.005)	.555**	.076(.004)	.582**	.036(.004)	.272**
Controles						
Próx. al partido (FA)					-2.099(.221)	-.312**
Competencia					-1.697(.192)	-.252**
Evaluación del gob.					.810(.137)	.162**
Ateos					.510(.192)	.065**
Edad					.011(.005)	.054*
R² Ajustado	.305		.336		.568	
Ratio b₂/b₁	-		15.2		7.2	
N	388		802		776	
Lacalle						
-Longitud	-.003(.008)	-.014	-.005(.006)	-.027	.005(.006)	.023
2 Prod. Escalar	.061(.005)	.537**	.059(.004)	.488**	.023(.004)	.193**
Controles						
Próx. al partido (Blanco)					-2.301(.225)	-.299**
Competencia					-2.612(.308)	-.269**
Zona geográfica (Montevideo)					.557(.183)	.086**
Ateos					.623(.210)	.084**
Evaluación del gob.					.271(.137)	.057*
R² Ajustado	.282		.234		.450	
Ratio b₂/b₁	-		-		4.6	
N	388		787		763	
Bordaberry						
-Longitud	.019(.008)	.098*	.008(.006)	.041	.005(.006)	.027
2 Prod. Escalar	.058(.005)	.481**	.067(.004)	.515**	.042(.004)	.323**
Controles						
Competencia					-2.239(.320)	-.222**
Próx. al partido (Colorado)					-1.809(.303)	-.190**
Habitante campo o ciudad (gran ciudad)					.765(.190)	.119**
Evaluación del gob.					.528(.143)	.110**
Ateos					.752(.218)	.101**
Ingresos del hogar					.137(.066)	.059*
R² Ajustado	.255		.269		.429	
Ratio b₂/b₁	3.05		8.38		8.4	
N	388		777		753	
Mieres						
-Longitud	.045(.008)	.313**	.041(.007)	.246**	.038(.007)	.231**
2 Prod. Escalar	.004(.006)	.036	.020(.006)	.151**	.017(.005)	.130**
Controles						
Competencia					-3.423(.713)	-.180**
Ateos					.730(.213)	.128**
Próx. al partido (Independiente)					-2.335(.965)	-.091*
R² Ajustado	.104		.108		.164	
Ratio b₂/b₁	0.09		0.49		0.45	
N	388		609		609	
Rodríguez						
-Longitud	.017(.008)	.115*	.017(.004)	.113*	.019(.007)	.124**
2 Prod. Escalar	.017(.005)	.193**	.017(.007)	.191**	.015(.004)	.170**
Controles						
Próx. al partido (AP)					-6.812(1.233)	-.261**
Ateos					.611(.232)	.126**
Etnia (afro)					-1.659(.613)	-.126**
R² Ajustado	.052		.051		.141	
Ratio b₂/b₁	1		1		0.79	
N	388		403		403	

Las entradas de las variables son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. ** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05. Los controles analizados son: edad, género (hombre), nivel de educación, sector laboral (público), ingresos del hogar, religión (católica), ateos, zona geográfica (Región Metropolitana de Montevideo), raza (mestizo/indígena), etnia (afro), habitante de campo o ciudad (gran ciudad), evaluación del gobierno, próximo al partido del candidato (Frente Amplio, Nacional, Colorado, Independiente y Asamblea Popular) y competencia para resolver el primer problema del país. Sólo han sido registradas las variables de control que resultan estadísticamente significativas en cada modelo.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

La tabla 4.9 muestra los resultados de la aplicación de las formulaciones mixtas RML a cada uno de los competidores que participaron en dicha elección presidencial. Como se observa, cuando el incremento de electores incluidos en las pruebas produce un aumento de los coeficientes no estandarizados de los productos escalares también se produce un aumento de los R^2 ajustados obtenidos. Este es el caso de Mujica, Bordaberry y Mieres. Lo contrario ocurre en los resultados del candidato Lacalle, donde la disminución del valor de dicho componente también viene acompañado de una disminución del coeficiente de determinación reportado en la prueba. En el caso de Rodríguez, el número de electores adicionales es bastante pequeño, por lo que los valores que adquieren los coeficientes son prácticamente iguales en ambas regresiones.

Una revisión de las consecuencias del incremento de la cantidad votantes, desde el punto de vista de la relación entre los componentes espaciales, evidencia que el único cambio realmente sustantivo se verifica en el comportamiento de los modelos de Bordaberry. Dicho cambio consiste en el paso de un esquema mixto con un predominio del componente de los productos escalares a un modelo puro direccional RML. En cuanto a la significación estadística que adquiere el coeficiente no estandarizado de los productos escalares en las regresiones de Mieres, es importante señalar que a pesar de estar relacionado con la forma de la función que adopta el vínculo entre las variables no altera la predicción sobre la relación de proximidad que se verifica entre las teorías.

Tomando en cuenta estas modificaciones, la inclusión del resto de variables y controles disponibles no introduce cambios en el comportamiento de los componentes espaciales de ninguno de los candidatos. Así las cosas, se observa que los tres primeros competidores, Mujica, Lacalle y Bordaberry, presentan ratios muy superiores a la unidad y con significación estadística únicamente en la variable que representa a los productos escalares. Esto es, modelos puros direccionales RML. Los otros dos candidatos, Mieres y Rodríguez, presentan ratios cercanos e inferiores a 1 con relevancia estadística en ambos componentes. Esta descripción se corresponde con un comportamiento propio de la teoría clásica del voto.

Si bien es cierto que no existen modificaciones en las predicciones de las teorías, la inclusión de las variables no espaciales sí generan cambios importantes en los coeficientes de determinación reportados por las pruebas de todos los competidores.

Este incremento es mayor en el caso de Mujica y Lacalle, superior a 0.2; un poco menor en los candidatos Bordaberry y Rodríguez, 0.16 y 0.09, respectivamente; y de 0.056 en las regresiones de Mieres. También se observa que existen dos factores no espaciales que están presentes en los resultados de todos los candidatos. El primero de ellos se corresponde con un control sociodemográfico de los electores: el ateísmo. Al respecto, se evidencia que todos los votantes que declaran formar parte de esta categoría (21.4% de la muestra original de 968 individuos) reportan una utilidad media inferior al promedio del resto de la población entrevistada. De manera que esta variable parece estar más relacionada con una evaluación de carácter sistémico que con un control diferenciador entre los distintos competidores políticos.

El segundo factor lo constituye la proximidad que declara el elector respecto al partido del candidato. Esto refuerza la tesis de Buquet y Piñeiro (2014, pp. 128, 129) que defiende que el sistema de partidos uruguayo habría alcanzado un nuevo equilibrio en su dinámica electoral a partir de los resultados de esta elección, un equilibrio caracterizado por la consolidación de nuevas fuerzas políticas sin que ello haya significado una ruptura total de los electores con los partidos tradicionales. De hecho, la identificación partidista constituye la primera variable explicativa en los candidatos Mujica, Lacalle y Rodríguez, incluso, por encima de los componentes espaciales que representan ambas teorías.

En un recorrido candidato por candidato, se observa que en el caso del competidor Mujica, la afinidad con el Frente Amplio constituye el primer predictor de la valoración positiva que recibe por parte de los electores, seguida del componente asociado a los productos escalares. También resultan significativos la percepción sobre su competencia para resolver el primer problema del país y, como era de esperarse, la evaluación del gobierno saliente de Tabaré Vázquez. Sin embargo, sobre esta última variable es importante señalar que también presenta una correlación positiva, aunque en menor magnitud, con los resultados de los aspirantes Lacalle y Bordaberry, visto lo cual, es difícil establecer en qué medida su relación con las valoraciones de los candidatos tiene un componente sistémico o individual, adicional a la proporción vinculada con la herencia del gobierno. Finalmente, dos controles sociodemográficos de los electores presentan relevancia estadística en los resultados correspondientes a este

candidato. Estos factores son la condición de ateo, ya explicada con anterioridad, y la edad, que correlaciona de manera positiva con sus valoraciones.

En cuanto a los factores que influyen en la varianza de la utilidad que reportan los electores respecto al competidor Lacalle, dos variables no espaciales muestran un mejor desempeño que el componente de la direccionalidad RML. Se trata de la proximidad con el Partido Nacional y la competencia que perciben los electores respecto a su capacidad para resolver el primer problema de Uruguay. Por otro lado, además de la evaluación retrospectiva del gobierno y el control sobre la condición de ateo, también presenta significación estadística la zona geográfica donde reside el entrevistado. De acuerdo con ello, los habitantes de Montevideo presentan una media de valoración del competidor Lacalle inferior al promedio de la utilidad que reportan los entrevistados del resto del país.

Bordaberry es el único candidato donde, en una comparación de los coeficientes estandarizados de la regresión, el componente de los productos escalares ofrece la mejor explicación sobre la varianza de la utilidad de los electores respecto a este candidato. A pesar de ello, los factores no espaciales más significativos son, al igual que en los dos competidores anteriores, la proximidad con el partido (Partido Colorado) y la percepción de los votantes sobre su competencia para resolver el primer problema del país. En cuanto a los controles sociodemográficos de los electores, además de la condición de ateo, presentan relevancia estadística el clivaje campo-ciudad y los ingresos del hogar. De acuerdo con ello, los habitantes de las grandes ciudades presentan una media de valoración de este candidato inferior a la observada en los habitantes del resto del país; mientras que a medida que aumentan los ingresos del hogar también se observa un incremento de la utilidad que reportan los electores respecto a este aspirante.

Por otro lado, a pesar de que las regresiones de Mieres y Rodríguez se comportan como modelos puros de proximidad, en el primero de los candidatos los factores espaciales son los más relevantes, mientras que en el segundo la variable más importante es la identificación con la organización política Asamblea Popular. Dicho esto, en el caso de Mieres también presenta significación la variable sobre la percepción de los electores respecto a su competencia para resolver el primer problema del país, seguida de la condición de ateo y de la proximidad al Partido Independiente. En el caso

de Rodríguez, los controles adicionales que muestran algún tipo de relevancia respecto a la varianza de la utilidad son dos: la etnia y, nuevamente, la no religiosidad. De manera que tanto los afrodescendientes como los creyentes presentan medias de valoración respecto a este candidato superiores al resto de la población.

En cuanto a la dinámica de la competición electoral, resulta interesante la relación que se observa entre las estrategias de posicionamiento de los candidatos en la dimensión ideológica y los factores no espaciales que se repiten en casi todos los candidatos. Esas variables comunes son la identificación partidista y la percepción de los electores sobre la competencia de cada aspirante para resolver lo que consideran como el principal problema de Uruguay (con la excepción de Rodríguez). Esta relación se caracteriza porque, a pesar del peso que adquieren estas variables no espaciales en las pruebas, las posiciones de los candidatos Mujica, Lacalle, Bordaberry y Rodríguez muestran un alto grado de intensidad (ver gráfico 2.3). Mieres es el único candidato centrista de esta elección.

En los términos expresados por Macdonald y Rabinowitz (1998, p. 289) esto refleja que el tema ideológico no es visto por los candidatos intensos como una desventaja cuyas consecuencias habría que prevenir, sino que, por el contrario, está íntimamente ligado a la institucionalización que caracteriza el sistema de partidos de este país. Moreira (2006, pp. 49, 50), en un estudio de las elecciones uruguayas desde 1971 a 2004, sostiene que el crecimiento del Frente Amplio literalmente empujó a los partidos tradicionales a la derecha del espectro ideológico. Esto se produjo debido a que los líderes y las coaliciones nacionales y coloradas que se identificaban con la izquierda decidieron trasladarse a las filas de ese partido. Por otro lado, el descenso de la votación de los partidos tradicionales producto de la emergencia del Frente Amplio, obligó a estas organizaciones políticas a gobernar bajo distintos formatos de acuerdos, prácticamente desde el primer gobierno posterior a la dictadura (1973-1985).

Dados estos elementos, la dinámica electoral uruguaya se ha caracterizado por la presencia de una polarización ideológica entre grandes coaliciones de centro-izquierda y centro-derecha que se alternaron en el poder durante todo el período analizado por la autora. Esto vino acompañado también de una tendencia a la “izquierdización” del sistema político. Como se observa en los resultados de las pruebas, y tal y como lo demuestran Selios y Vairo (2012, p. 211), esta composición del escenario

electoral sobrevive en la elección presidencial de 2009. De hecho, el vínculo entre la posición ideológica y la identificación partidista es fuerte en los candidatos más intensos y débil en el caso de Mieres, donde el mayor predictor de su valoración es la variable utilizada como medida aproximada del factor liderazgo.

Caso Perú 2011.

La tabla 4.10 muestra los resultados de los modelos mixtos RML aplicados a cada candidato que participó en la elección presidencial de Perú 2011. El primer aspecto que vale la pena destacar es que el aumento del número de individuos incluidos en las regresiones no genera cambios importantes ni en los ratios ni en los R^2 ajustados reportados por las pruebas. Distinto ocurre cuando se introducen los diversos controles y variables no espaciales en los modelos finales de cada candidato. Cuando ello sucede, las proporciones entre los componentes de la distancia euclidiana que representan las teorías sufren un ligero acercamiento, lo que implica una moderación de los ratios debido a una matización del peso de los productos escalares. Siendo así, la estructura de los modelos de Humala, Fujimori, Kuczynski y Castañeda cumple las restricciones de los esquemas mixtos con un leve predominio del componente direccional RML, mientras la regresión de Toledo presenta un comportamiento acorde con la teoría clásica de la proximidad. Lo contrario ocurre con los coeficientes de determinación reportados por las pruebas de cada candidato. Una vez que se produce el aumento del número de individuos incluidos en la misma y se añaden los controles y variables no espaciales, los R^2 ajustados presentan un aumento sustancial en todas las regresiones ejecutadas. Estos incrementos van desde 0.1 en el caso del candidato Castañeda hasta 0.3 en los resultados del competidor Humala.

Sin que lo expuesto hasta este punto deje de ser interesante, lo más llamativo de esta elección es como se repiten, en los resultados de todos los competidores, los principales factores no espaciales que resultan significativos en cada una de las pruebas. Estas variables son, por un lado, la percepción de los electores sobre la competencia del candidato para resolver el primer problema del país y, por el otro, la proximidad a la coalición que acompaña a cada competidor.

Tabla 4.10. Resultados de los modelos mixtos RML para cada candidato. Perú 2011.

	Modelo Mixto RML		Modelo Mixto RML con distinta N		Modelo Mixto RML con distinta N + controles	
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados
Humala						
-Longitud	.017(.007)	.071*	.016(.007)	.065*	.018(.005)	.072**
2 Prod. Escalar	.079(.005)	.459**	.082(.005)	.473**	.044(.004)	.254**
Controles						
Competencia					-2.848(.210)	-.338**
Próx. a la coalición (Gana Perú)					-2.558(.232)	-.279**
Hab. ciudad capital					.602(.171)	.078**
Ingresos del hogar					-.199(.065)	-.068**
Género (hombre)					-.513(.163)	-.067**
Etnia (indígena)					-.475(.180)	-.057**
R² Ajustado	.225		.232		.536	
Ratio b₂/b₁	4.65		5.13		2.44	
N	971		1059		1059	
Fujimori						
-Longitud	.019(.007)	.082**	.018(.007)	.079**	.017(.006)	.073**
2 Prod. Escalar	.079(.005)	.442**	.078(.005)	.441**	.049(.004)	.276**
Controles						
Próx. a la coalición (Fuerza 2011)					-3.015(.259)	-.311**
Competencia					-2.606(.230)	-.294**
Evaluación del gob.					.498(.122)	.096**
Nivel de educación					-.171(.049)	-.085**
Género (hombre)					.408(.171)	.056*
Edad					-.012(.006)	-.051*
R² Ajustado	.187		.186		.462	
Ratio b₂/b₁	4.16		4.33		2.88	
N	971		1034		1012	
Toledo						
-Longitud	.029(.006)	.150**	.029(.006)	.147**	0.27(.006)	.139**
2 Prod. Escalar	.039(.005)	.247**	.037(.005)	.236**	.027(.004)	.169**
Controles						
Competencia					-2.700(.308)	-.254**
Próx. a la coalición (Perú Posible)					-2.362(.320)	-.216**
Nivel de educación					.162(.044)	.103**
Evaluación del gob.					.369(.112)	.091**
R² Ajustado	.099		.091		.253	
Ratio b₂/b₁	1.34		1.28		1	
N	971		1027		1004	
Kuczynski						
-Longitud	.018(.006)	.082**	.019(.006)	.086**	.016(.006)	.070**
2 Prod. Escalar	.066(.005)	.405**	.066(.005)	.400**	.044(.004)	.263**
Controles						
Competencia					-2.135(.207)	-.283**
Próx. a la coalición (Gran Cambio)					-1.709(.266)	-.170**
Evaluación del gob.					.760(.119)	.165**
Nivel de educación					.221(.047)	.123**
Hab. ciudad capital					-.500(.166)	-.077**
R² Ajustado	.169		.165		.393	
Ratio b₂/b₁	3.67		3.47		2.75	
N	971		1010		987	
Castañeda						
-Longitud	.019(.006)	.098**	.016(.006)	.083**	.017(.006)	.087**
2 Prod. Escalar	.054(.005)	.340**	.051(.005)	.322**	.041(.005)	.261**
Controles						
Próx. a la coalición (Solidaridad Nacional)					-2.588(.426)	-.184**
Competencia					-2.059(.364)	-.171**
Evaluación del gob.					.437(.118)	.107**
Hab. ciudad capital					-.606(.166)	-.105**
Género (hombre)					.357(.162)	.062*
R² Ajustado	.120		.107		.215	
Ratio b₂/b₁	2.84		3.19		2.41	
N	971		1019		997	

Las entradas de las variables son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. ** p valor ≤ 0.01; * p valor ≤ 0.05. Los controles analizados son: edad, género (hombre), nivel de educación, trabajador del sector público, ingresos del hogar, etnia (indígena), habitante de campo o ciudad (ciudad capital), evaluación del gobierno, próximo a la coalición del candidato (Gana Perú, Fuerza 2011, Perú Posible, Gran Cambio y Solidaridad Nacional), competencia para resolver el primer problema del país. Sólo han sido registradas las variables de control que resultan estadísticamente significativas en cada modelo.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Ambos factores se comportan de manera que la media de la valoración de los entrevistados que consideran más apto al candidato respectivo o están más cerca de su coalición es superior al promedio del resto de la muestra. Por otro lado, en los resultados de todos los competidores estas son las dos variables no espaciales que reportan los coeficientes estandarizados más altos, incluso por encima de los componentes que representan las teorías en los casos de los aspirantes Humala, Fujimori y Toledo.

Existen otras variables que se repiten en las pruebas, aunque en un número menor de candidatos. La primera de ellas es la evaluación retrospectiva del gobierno de Alan García. Casualmente, este factor muestra significación estadística en los resultados de los competidores que se encuentran en la derecha del espectro ideológico: Fujimori, Kuczynski, Toledo y Castañeda (ver gráfico 2.4). En los cuatro candidatos, la relación entre la evaluación del gobierno saliente y la utilidad reportada por los electores es directamente proporcional. Por esta razón se considera que esta variable podría estar asociada a elementos sistémicos como el mantenimiento del statu quo, en lugar de cumplir una función de diferenciación entre las opciones políticas.

El resto de factores que coinciden en los resultados de distintos candidatos son tres controles sociodemográficos de los electores, específicamente, el nivel de educación, el género y la residencia en campo o ciudad. El grado de instrucción correlaciona positivamente con la valoración de los candidatos Toledo y Kuczynski, pero presenta una relación inversa con la utilidad que reportan los electores respecto a la aspirante Fujimori. En cuanto al género, se observa que los hombres evidencian una valoración media del candidato Humala superior al promedio de la evaluación que le otorgan las mujeres; mientras que en los casos de los competidores Fujimori y Castañeda las mujeres conforman la categoría que más utilidad relativa reporta. Finalmente, los habitantes de las capitales presentan, en promedio, una valoración superior de los aspirantes Kuczynski y Castañeda en relación a la que presentan los habitantes del resto del país. Esta relación se invierte totalmente en los resultados del candidato Humala.

Más allá de estas variables que se repiten en las pruebas, sólo presentan significación estadística los ingresos del hogar y la etnia en el candidato Humala, y la edad en la aspirante Fujimori. Tanto los ingresos como la cantidad de años correlacionan de manera positiva con la utilidad que reportan los electores de los respectivos

competidores; mientras que los indígenas presentan una valoración media superior sobre el candidato Humala que la que se observa en el resto de la población.

En cuanto a la relación entre los factores espaciales y no espaciales dentro de la competición electoral, es importante destacar que todos los candidatos mantienen una modesta apelación a la intensidad en la dimensión ideológica, con la excepción del competidor Toledo quien ocupa la posición más cercana al punto neutro del espacio político (ver gráfico 2.4). En este caso, sólo él estaría comprometido en una estrategia de sustitución de los componentes ideológicos por los factores no espaciales (quizás su condición de expresidente) en la búsqueda de apoyo electoral por parte del electorado. Claramente, en el resto de los candidatos la relación entre los distintos tipos de variables presenta una lógica aditiva y de complementariedad.

La competencia electoral peruana de esta elección presentó ciertas características que son fundamentales para comprender los resultados obtenidos. La primera de ellas tiene que ver con la estructuración de la competición ideológica en referencia al tema económico. Desde los años 2000, Perú ha venido experimentando un importante crecimiento económico aplicando políticas de libre mercado, lo cual, ha tenido como consecuencia la derechización de la clase política, incluso más allá de la posición ideológica, en la derecha, del propio electorado (Dargent y Muñoz, 2012, p. 264). En este escenario, captado con precisión en el gráfico 2.4 y por la distribución de votantes de la figura 2.5, Humala constituye, tal y como señala Levitsky (2011, p. 89), un candidato fuera del *establishment*.

Sin embargo, los beneficios del crecimiento económico no han repercutido por igual en todos los sectores de la sociedad peruana. Específicamente, se han profundizado las desigualdades entre las regiones que se benefician del sistema agroexportador, como Lima y las zonas costeras, y los territorios del sur y la selva que no obtienen réditos similares de las políticas neoliberales. Como consecuencia de esta situación el voto peruano se encuentra dividido desde el punto de vista geográfico y socioeconómicamente (Tanaka y Vera, 2008, p. 362; Tanaka, 2011; Dargent y Muñoz, 2012, pp. 258, 259; Vergara, 2012, p. 85). Esta división permite explicar la importancia estadística de ciertas variables y controles presentes en los resultados de las pruebas. Por un lado, Dargent y Muñoz (2012, p. 258) advierten que parte importante del apoyo a Humala contiene un elemento indígena, rural, masculino y del centro-sur del país;

mientras que, por otro lado, se observa que la evaluación retrospectiva positiva del desempeño del gobierno de Alan García coincide con el apoyo a los candidatos posicionados a la derecha del espectro ideológico de la política peruana.

Finalmente, existe una característica muy importante de la competición electoral de este país que no es posible obviar en este análisis. Esto es, la ausencia de partidos políticos consolidados y, en consecuencia, de un sistema de partidos propiamente dicho (Levitsky y Cameron, 2003, p. 6; Tanaka, 2005, p. 105; 2011, pp. 75, 76; Dargent y Muñoz, 2012, pp. 254-258). Por esta razón, la variable de la identificación partidista de este país está elaborada, desde la base de datos de CSES (2013), en torno a las coaliciones que apoyan a los candidatos y no a sus respectivas organizaciones políticas.

Esto trae como consecuencia que la interpretación de la variable de la proximidad entre elector y coalición desde una perspectiva tradicional relativa a una adhesión estable en los términos de Campbell, Converse, Miller y Stokes (1960), constituye un importante desatino. Quizás hasta desde una perspectiva revisionista podría constituir un error. En este caso, la ausencia de una estructura organizacional que haga partícipe a los individuos en unos valores colectivos genera que el líder constituya el elemento aglutinador decisivo en la articulación de la organización política que le acompaña (Dargent y Muñoz, 2012, pp. 255, 256). Por lo tanto, la expresión de adhesión a las coaliciones de los distintos candidatos que se observa en los resultados de las pruebas parece estar más asociado a una extensión de ese personalismo que a procesos más complejos de socialización política.

Caso Brasil 2006.

La elección presidencial de Brasil 2006 constituye, junto con los comicios de Uruguay 2009, otro caso donde la verificación de las teorías con un mayor número de entrevistados en la muestra genera mayor interés. Tomando este deseo en consideración, la tabla 4.11 muestra los resultados de la aplicación de los modelos mixtos RML a cada uno de los candidatos que participaron en esta elección presidencial. Como se observa, el aumento de los individuos que son incluidos en las regresiones no genera modificaciones importantes en los R^2 ajustados reportados en las pruebas, así como tampoco se evidencian cambios significativos en el comportamiento de los ratios

entre los coeficientes no estandarizados que representan ambas teorías de utilidad del voto.

Tabla 4.11. Resultados de los modelos mixtos RML para cada candidato. Brasil 2006.

	Modelo Mixto RML		Modelo Mixto RML con distinta <i>N</i>		Modelo Mixto RML con distinta <i>N</i> + controles	
	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados	Coeficientes no estandarizados	Coeficientes estandarizados
Lula						
-Longitud	.010(.009)	.049	.010(.008)	.048	.010(.006)	.051
2 Prod. Escalar	.057(.006)	.411**	.058(.006)	.429**	.024(.004)	.180**
<i>Controles</i>						
Evaluación del gob.					2.084(.153)	.438**
Competencia					-1.408(.211)	-.214**
Próx. al partido (PT)					-1.447(.222)	-.206**
Nivel de educación					-.191(.060)	-.092**
R² Ajustado	.155		.173		.590	
Ratio b_2/b_1	5.7		5.8		2.4	
N	430		526		521	
Alckmin						
-Longitud	.002(.008)	.014	.003(.007)	.016	.014(.006)	.079*
2 Prod. Escalar	.057(.005)	.456**	.056(.005)	.452**	.038(.004)	.308**
<i>Controles</i>						
Competencia					-2.673(.263)	-.377**
Próx. al partido (PSDB)					-1.735(.419)	-.156**
Género (hombre)					.631(.202)	.108**
R² Ajustado	.206		.203		.401	
Ratio b_2/b_1	28.2		18.67		2.71	
N	430		510		510	
Buarque						
-Longitud	.043(.007)	.288**	.043(.007)	.284**	.038(.007)	.255**
2 Prod. Escalar	.026(.006)	.212**	.025(.006)	.206**	.024(.006)	.192**
<i>Controles</i>						
Competencia					-2.733(.594)	-.194**
Zona geográfica (Sudeste)					.642(.206)	.134**
Género (hombre)					.436(.201)	.091*
R² Ajustado	.174		.169		.228	
Ratio b_2/b_1	0.60		0.58		0.63	
N	430		440		440	
Helena						
-Longitud	.033(.008)	.194**	.030(.007)	.177**	.031(.007)	.183**
2 Prod. Escalar	.029(.005)	.245**	.026(.005)	.222**	.020(.005)	.172**
<i>Controles</i>						
Competencia					-3.714(.459)	-.327**
Edad					-.020(.007)	-.114**
R² Ajustado	.109		.090		.208	
Ratio b_2/b_1	0.88		0.87		0.65	
N	430		496		496	

Las entradas de las variables son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. ** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.
 Los controles analizados son: edad, género (hombre), nivel de educación, trabajador del sector público, ingresos del hogar, habitante de campo o ciudad (ciudad capital), religión (católica y protestante), zona geográfica (Sudeste: Espírito Santo, Rio de Janeiro, Minas Gerais y Sao Paulo), evaluación del gobierno, próximo al partido del candidato (PT, PSDB, PSOL, PDT), competencia para resolver el primer problema del país. Sólo han sido registradas las variables de control que resultan estadísticamente significativas en cada modelo.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Por otro lado, tampoco se observan cambios importantes en tales coeficientes no estandarizados con la inclusión de los controles y las variables no espaciales en los modelos mixtos de los candidatos. A pesar de que el efecto sobre los ratios es distinto en cada uno de los aspirantes, sólo en el caso de Alckmin se verifica un cambio en el comportamiento del modelo con el paso de un esquema exclusivamente direccional RML a una formulación mixta con predominio del componente asociado a los productos

escalares. En el resto de los candidatos, el conjunto de regresiones ejecutadas para cada uno de ellos, muestran una idéntica relación entre ambas teorías. De acuerdo con ello, los candidatos Buarque y Helena presentan ratios cercanos a 1, con significación estadística en ambos componentes de la distancia euclidiana. Esto es, claramente, un comportamiento acorde a lo estipulado por la teoría clásica de la proximidad. Sin embargo, en el caso de Lula sólo el coeficiente de los productos escalares realiza un aporte importante, desde el punto de vista estadístico, al resultado de la prueba, por lo que el esquema cumple las restricciones de un modelo puramente direccional RML.

Tal y como ocurre en las elecciones anteriormente analizadas, las alteraciones más importantes que se observan a partir de la incorporación de las variables no espaciales y controles sociodemográficos de los electores son aquellas que se producen en los R^2 ajustados de las regresiones de los candidatos. Estas variables generan un incremento sustancial de los coeficientes de determinación reportado por las pruebas de todos los competidores. Este aumento es especialmente llamativo en el caso del candidato Lula, donde el R^2 ajustado pasa de 0.173 a 0.590. Esto es una mejora sustancial de 0.427. También en el aspirante Alckmin el incremento de este coeficiente protagoniza un cambio de valor bastante importante, llegando a alcanzar una diferencia de 0.198; mientras que en Buarque y Helena el aumento verificado es relativamente más modesto, de 0.059 y 0.118, respectivamente.

En cuanto a la identidad de los factores no espaciales que se encuentran detrás de estos incrementos de los R^2 ajustados, es importante señalar que, a diferencia de lo que observado en las elecciones anteriores, en estos comicios la evaluación retrospectiva del gobierno sí constituye un elemento diferenciador entre los distintos competidores. Esto, evidentemente, guarda una estrecha relación con el hecho de que en esta competición electoral el candidato Lula opta por la reelección presidencial para un segundo mandato. De hecho, una comparación de los coeficientes estandarizados de la regresión que incluye todas las variables disponibles, evidencia que la evaluación de su desempeño en el gobierno constituye el factor que mejor explica la varianza de la utilidad que reporta, respecto a él, el conjunto de los electores. También se observa que el peso de este coeficiente es prácticamente el doble de la variable que le sigue en términos de aporte explicativo.

La segunda variable no espacial que resulta significativa en este candidato es la percepción de los electores respecto a su capacidad para resolver el primer problema de Brasil, seguida de la proximidad entre el elector y el *Partido dos Trabalhadores (PT)*. En ambos casos, el signo que acompaña al respectivo factor presenta la orientación esperada. Esto quiere decir que la media de la evaluación de los electores que consideran a Lula como el candidato más capacitado y de aquellos votantes que se identifican con la organización política que le acompaña es superior al promedio de la utilidad que reporta el resto de los entrevistados.

Desde el punto de vista comparativo, resulta muy interesante que sea en este punto, el cuarto lugar, donde se encuentra ubicado el aporte a la explicación de la varianza que realiza el componente de la direccionalidad RML. Esta situación podría tener relación con el hecho de que Lula representa el único candidato de todas las elecciones analizadas en esta investigación que obtiene valoraciones más altas que el resto de competidores tanto de parte de los electores de la izquierda como de los que se ubican a la derecha del espectro ideológico (ver gráfico 2.5). De hecho, como se observa en los resultados, su contribución sólo supera el control relativo al nivel de educación de los electores, control que, por otro lado, mantiene una relación inversa con la utilidad que reporta, respecto a él, el conjunto de los votantes.

Como ocurre en elecciones anteriores, una de las variables no espaciales que más se repite entre los competidores es la percepción de los electores respecto a la competencia de cada uno de ellos para resolver el primer problema del país. Estos comicios no constituyen una excepción en ese sentido. Como muestran los resultados de la tabla 4.11, este factor, presente también en Lula, ofrece la mejor explicación sobre las diferentes valoraciones que los electores otorgan a los candidatos Alckmin, Buarque y Helena. En cada uno de ellos, los votantes que les consideran los más competentes para dicha misión, también les otorgan una evaluación media superior a las que reciben del resto de los electores.

Por otro lado, en la prueba de Alckmin también resulta significativa, como ocurre en la regresión de Lula, la variable de la proximidad entre el elector y la organización política que acompaña al candidato, en este caso, el *Partido do Social Democracia Brasileira (PSDB)*. Un resultado de esta naturaleza reafirma la apreciación positiva de Samuels y Zucco (2014, p. 12) sobre el rol que desempeña, en la construcción de sus

actitudes políticas, la identificación de parte del electorado brasileño con el *PT* y el *PSDB*. Esto parece verificarse a nivel empírico más allá de la alta fragmentación del sistema de partidos que caracteriza la democracia brasileña.

A partir de este punto, el resto de las variables que participan en las pruebas de los candidatos Alckmin, Buarque y Helena forman parte del conjunto de controles sociodemográficos de los electores. En primer lugar, en las valoraciones de Alckmin y Buarque, las mujeres presentan una media superior al promedio de las evaluaciones que les otorgan los hombres que forman parte de la muestra. En segundo lugar, los residentes de los estados Espírito Santo, Rio de Janeiro, Minas Gerais y Sao Paulo reportan, respecto a Buarque, una utilidad media inferior a la que evidencian los habitantes del resto de las entidades federales brasileñas. Y, finalmente, la edad de los votantes correlaciona de forma inversa con las valoraciones que recibe la candidata Heloísa Helena.

Una revisión de las posiciones objetivas de los candidatos (gráfico 2.5) permite evidenciar que la relación entre los factores espaciales y no espaciales incluidos en este balance resulta bastante acorde con las estrategias planteadas por Macdonald y Rabinowitz (1998, p. 289). Por un lado, se observa como Lula muestra una intensidad muy baja en la dimensión ideológica mientras que, por otro lado, apela a los resultados de su gobierno y al componente partidista. Sobre estos aspectos no espaciales, Hunter y Power (2007, p. 17) sostienen que el retorno al poder de este candidato estuvo basado en la consolidación de una base social compuesta por sectores económicamente débiles y de bajo nivel educativo. En dicha consolidación, al igual que Nicolau y Peixoto (2007), Soares y Terron (2008, p. 297), Canêdo-Pinheiro (2009, p. 18), consideran que jugó un papel muy importante medidas como el incremento del salario mínimo y el programa *Bolsa Família*, los cuales, derivaron en el empoderamiento adquisitivo de dichos sectores.

Si bien existe un consenso en la literatura sobre la importancia electoral de estos programas, Zucco (2008, p. 44) advierte, en una revisión de los resultados de las elecciones de 1994 a 2006, que el candidato del partido en el gobierno siempre ha obtenido mejores resultados en las municipalidades menos desarrolladas (menos IDH-Municipal). Esta evidencia contrastable refuerza el argumento de Carraro, de Araújo, Damé, Monasterio y Shikida (2007) que extiende la causalidad al desempeño económico

en general, y no sólo al programa *Bolsa Família*, como una explicación mucho más válida sobre el triunfo de este candidato. Esto parece estar más en consonancia con la curva de valoración que presenta este candidato en el gráfico 2.5, donde obtiene valoraciones más altas que el resto de competidores tanto en el tramo de la izquierda como de la derecha ideológica.

En este sentido, Singer (2009, pp. 100, 101) sostiene que el “*lulismo*” constituye una opción nueva, producto de la mezcla de elementos de izquierda y de derecha, contra una alternativa de clase media posicionada en torno a un centro ideológico. Esos elementos son, por un lado, el crecimiento y la estabilidad económica y, por el otro, la protección y la ayuda a los más pobres. No obstante, Peixoto y Rennó (2011, p. 306) consideran que el lulismo es un fenómeno que poco tiene ver con una cuestión ideológica. Para ellos no es más que una reacción favorable a un gobierno de éxito.

En este orden de ideas, Zucco (2008, pp. 31, 42) detecta un componente cíclico en la competición electoral brasileña desde la llegada de la democracia. En esa dinámica, los gobiernos, como consecuencia de la aplicación de las políticas redistributivas, suelen obtener mejores resultados en las zonas menos desarrolladas mientras la oposición se abre espacio en las clases medias urbanas de las regiones más favorecidas. Una vez que la oposición llega a convertirse en gobierno se produce un trasvase del electorado entre ambos y el resultado se repite.

Esta situación también se reproduce en la elección de Lula (Hunter y Power, 2007; Nicolau y Peixoto, 2007; Soares y Terron, 2008, p. 298; Zucco, 2008, pp. 31-35). Para Zucco (2008, p. 46), el origen de esta dinámica está en la percepción que tiene cierta la clase media urbana de las zonas económicamente más dinámicas de que sus impuestos son el soporte de esas políticas redistributivas del gobierno. También, Hunter y Power (2007) apuntan al efecto que tuvieron sobre estos electores, específicamente en el caso de Lula, los escándalos de corrupción en los que estuvieron involucrados importantes cargos del partido del gobierno.

Sin embargo, estos aspectos claves en la decisión electoral de los votantes brasileños no son visibles en los resultados obtenidos en las pruebas sobre evaluación de candidatos llevadas a cabo en este análisis. Por un lado, existe una limitación importante en la base de datos en cuanto al número de entrevistados que responden la pregunta sobre los ingresos del hogar. Quizás en ello radica su falta de significación

estadística en los modelos ejecutados sobre esta elección presidencial de Brasil. Por otro lado, la diferencia entre las valoraciones medias de las zonas geográficas más y menos desarrolladas sólo resultó significativa en el caso del candidato Buarque. Esto es así, a pesar de que, tal y como lo recuerda Soares y Terron (2008, p. 247), el candidato Alckmin competía en esta elección siendo exgobernador de Sao Paulo. Quizás esta condición se refleja en mayor medida en la apreciación de los electores sobre su competencia para resolver el primer problema del país, variable que presenta en sus resultados el coeficiente estandarizado más alto. Finalmente, tampoco ha sido posible establecer el efecto de la corrupción en la evaluación del candidato Lula de manera directa, aunque resulta evidente que de existir alguna consecuencia sobre este aspecto de su gestión no ha resultado determinante en la utilidad reportada por la mayoría de los votantes.

Las posiciones objetivas de los candidatos en la dimensión ideológica y los ratios entre los componentes de la distancia euclidiana reflejan que, en esta elección, todos los candidatos apelan en mayor o menor medida a factores no espaciales. En los candidatos Buarque y Helena la lógica entre los temas es aditiva, dada el modelo de proximidad que caracteriza su comportamiento. Mientras que en el caso de Alckmin, la direccionalidad es un componente más importante que en el caso de Lula. De allí su posición más intensa a la derecha del punto neutro de la dimensión. De hecho en su caso, la ideología constituye el segundo aspecto más importante de su estrategia electoral.

Caso Brasil 2010.

En la tabla 4.12 se encuentran los resultados de los modelos mixtos RML para cada candidato que participó en la elección presidencial de Brasil 2010. En este caso, al igual que ocurre en las elecciones anteriores, el aumento del número de individuos que se incluyen en las regresiones no genera cambios sustanciales en los R^2 ajustados obtenidos a partir dichas pruebas. Tampoco provoca alteraciones sustanciales en los coeficientes no estandarizados que representan las teorías de utilidad del voto. De manera que la relación entre ambos componentes mantiene la misma predicción sobre el comportamiento de los modelos en los distintos candidatos.

Así las cosas, cuando se comparan este par de regresiones se evidencian dos aspectos que llaman la atención. Por un lado, el incremento de individuos en los casos

de Rousseff y Serra es bastante importante, contrario a lo que ocurre en el caso de Silva. Esto evidentemente guarda relación con el nivel de conocimiento político de los integrantes de la muestra. Por otro lado, el aumento del número de entrevistados en las pruebas, si bien como se dijo anteriormente no produce cambios sustantivos en el comportamiento de los modelos, la alteración que produce sobre los ratios es a favor de la direccionalidad RML, tanto en la competidora Rousseff como en Serra. En el caso de Silva, ni siquiera la inclusión de los factores no espaciales produce una alteración significativa en ninguno de los sentidos expuestos.

Tabla 4.12. Resultados de los modelos mixtos RML para cada candidato. Brasil 2010.

	Modelo Mixto RML		Modelo Mixto RML con distinta N		Modelo Mixto RML con distinta N + controles	
	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados	Coefficientes no estandarizados	Coefficientes estandarizados
Rousseff						
-Longitud	.011(.006)	.054	.006(.005)	.031	.007(.004)	.034
2 Prod. Escalar	.073(.004)	.608**	.069(.003)	.588**	.039(.003)	.333**
<i>Controles</i>						
Competencia					-1.968(.170)	-.290**
Evaluación del gob.					1.091(.132)	.197**
Próx. al partido (PT)					-1.143(.174)	-.164**
Ingresos del hogar					-.151(.052)	-.064**
R² Ajustado	.356		.336		.524	
Ratio b_2/b_1	6.64		11.5		5.57	
N	734		1042		1017	
Serra						
-Longitud	.004(.007)	.020	.003(.005)	.017	.012(.005)	.058*
2 Prod. Escalar	.061(.004)	.513**	.060(.003)	.511**	.039(.003)	.331**
<i>Controles</i>						
Competencia					-2.552(.207)	-.345**
Próx. a la coalición					-1.187(.264)	-.121**
Zona geográfica (Sudeste)					.517(.166)	.075**
R² Ajustado	.260		.261		.399	
Ratio b_2/b_1	15.25		20		3.25	
N	734		1034		1034	
Silva						
-Longitud	.020(.006)	.116**	.020(.006)	.120**	.021(.006)	.124**
2 Prod. Escalar	.041(.004)	.348**	.040(.004)	.345**	.039(.004)	.337**
<i>Controles</i>						
Evaluación del gob.					.469(.155)	.104**
Edad					.014(.006)	.076*
R² Ajustado	.128		.125		.136	
Ratio b_2/b_1	2.05		2		1.86	
N	734		744		738	
Las entradas de las variables son los coeficientes de la regresión con error estándar entre paréntesis. ** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05.						
Los controles analizados son: edad, género (hombre), nivel de educación, trabajador del sector público, ingresos del hogar, habitante de campo o ciudad (ciudad capital), religión (católica y protestante), raza (negros e indígenas), zona geográfica (Sudeste: Espírito Santo, Rio de Janeiro, Minas Gerais y Sao Paulo), evaluación del gobierno, próximo al partido del candidato (PT, PSDB, PV), próximo a la coalición de partidos (Rousseff: PT, PMDB, PC do B, PRB, PDT, PTN, PSC, PR, PTC, PPSB; Serra: PSDB, PTB, PPS, DEM, PMN, PT do B), competencia para resolver el primer problema del país. Sólo han sido registradas las variables de control que resultan estadísticamente significativas en cada modelo.						

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

De hecho, a pesar de que la incorporación de los factores no espaciales produce una moderación de los ratios en todos los candidatos, sólo en el caso de Serra se observa una alteración de la relación entre los componentes que representan ambos modelos de utilidad del voto. Este cambio es similar al que experimenta la regresión del candidato

Alckmin en la elección anterior y consiste en el paso de un modelo exclusivamente direccional RML a una formulación mixta con predominio del componente asociado a los productos escalares. Por otro lado, Silva y Rousseff mantienen un comportamiento similar en las tres regresiones ejecutadas para cada una de ellas. En la primera aspirante los componentes se combinan según las restricciones de la teoría clásica de la proximidad; mientras que en la segunda candidata los resultados evidencian un comportamiento puramente direccional RML.

Un elemento donde se producen cambios interesantes con la incorporación de las variables no espaciales es en los coeficientes de determinación de los competidores Serra y Rousseff. De acuerdo con ello, el aumento que experimenta el R^2 ajustado en el paso de la segunda a la tercera regresión del aspirante Serra es de 0.138, incremento que es un poco mayor en el caso de Rousseff donde alcanza la magnitud de 0.188. En lo que respecta a la competidora Silva, tal y como se expresó con anterioridad, el cambio es poco significativo; de apenas 0.011.

En cuanto a la identidad de esos factores no espaciales y su relación con los componentes de la distancia euclidiana, resulta interesante que en el caso de Rousseff la comparación de los coeficientes estandarizados evidencia que la variable de la direccionalidad es la que mayor explicación ofrece respecto a la evaluación que recibe esta candidata por parte de los electores. Esto también ocurre en la prueba de la aspirante Silva pero respecto al modelo clásico de la proximidad. Sólo en el caso del candidato Serra, una variable no espacial realiza el principal aporte sobre la varianza de la utilidad que reportan los electores respecto a ese candidato. Esto es así, sin que los componentes que representan las teorías dejen de tener una importancia determinante en los resultados de dicho aspirante.

Por debajo del componente asociado a los productos escalares, en los resultados de la candidata Rousseff también muestran significación estadística las variables de la percepción de los electores sobre su competencia para resolver el primer problema del país, la evaluación del desempeño general del gobierno de Lula y la proximidad con el *Partido dos Trabalhadores (PT)*. En los tres aspectos, los coeficientes presentan el signo y la orientación esperada. Por un lado, la media de la evaluación de los electores que la consideran la más competente y de los votantes que se identifican con la principal organización política que la acompaña, es superior al promedio que reportan el resto de

los integrantes de la muestra. Y, por otro lado, la evaluación que recibe de parte de los electores es mayor en la medida que aumenta la valoración positiva que los votantes le otorgan al desempeño del gobierno.

En los resultados de esta candidata, el único control sociodemográfico de los electores que presentan significación estadística es, enmarcado en una relación inversa, la variable de los ingresos del hogar. Esto podría estar relacionado con la dinámica descrita por Zucco (2008, p. 46) respecto a los patrones de voto que asocian los mejores resultados de la oposición con la clase media de los municipios más desarrollados y el mayor respaldo al gobierno con la dependencia de los sectores más desfavorecidos. Esta característica de la competición electoral de Brasil también suele percibirse desde un punto de vista geográfico. Sin embargo, llama la atención que en los resultados del candidato Serra, el único control de los electores que resulta significativo, revele que la media de los electores que habitan en el sudeste brasileño, la zona más rica de este país (Zucco, 2008, p. 31 fig. 1), resulte inferior al promedio de los electores que residen en el resto de su territorio.

Esto, en principio, podría parecer contrario a la evidencia que muestra este autor respecto a las elecciones de 1994 a 2006, pero una revisión de los resultados electorales llevada a cabo por Nicolau (2015, p. 32) muestra que dicha dinámica se mantiene. Lo que muestran los resultados de la tabla 4.12 es, quizás, que la votación de Serra en las zonas geográficas sur y centro-oeste fue superior a la que obtuvo en la categoría de referencia; pero en ambos casos se trata de regiones con un importante grado de desarrollo económico. Esto es así, sin olvidar que esta comparación aborda dos procesos distintos en la psique del elector: la evaluación de los candidatos, aspecto que se toma en cuenta en las pruebas de esta investigación, versus la intención de voto en el caso del trabajo señalado.

En los resultados del candidato Serra la variable no espacial que presenta el coeficiente estandarizado más alto, incluso por encima de los componentes que representan las teorías, es la percepción de los votantes sobre su competencia para resolver el problema más importante de Brasil. En segundo lugar, se encuentra la proximidad a la coalición de partidos que acompañan a este candidato. Esta alianza estuvo conformada por seis organizaciones encabezadas por el *Partido da Social Democracia Brasileira (PSDB)*, sin embargo, la variable con la que se evaluó

exclusivamente la proximidad a este partido no mostró significación estadística en los resultados de la prueba⁵¹. Ambos factores presentan, distinto a lo que sucede con el control de la zona geográfica, el signo y la orientación esperada. Esto quiere decir que la media de la valoración de los votantes que consideran a Serra el candidato más capacitado y de los electores que están próximos a la coalición que lo acompaña es superior al promedio del resto de los entrevistados.

Curiosamente, en los resultados de la candidata Silva, sólo presentan significación estadística dos variables: la evaluación del desempeño del gobierno y el control sobre la edad de los electores. Respecto a la primera cabe señalar que su aparición es consecuente con el cargo de Ministra de Medio Ambiente que ejerció esta candidata durante la presidencia de Lula, lo cual, conduce a pensar que este factor mantiene el rol observado en los comicios de 2006. Esto es, su función como elemento diferenciador entre los diversos candidatos. Así las cosas, los resultados muestran que ambas variables mantienen una relación directamente proporcional con la utilidad que reportan los electores respecto a esta candidata. A medida que aumenta la cantidad de años que tienen los votantes y mejora la evaluación que otorgan los electores al desempeño del gobierno, la valoración que recibe la competidora Silva de parte de los electores también es superior.

Por otro lado, resulta llamativo que, contrario a lo observado en las elecciones anteriores, en este caso las posiciones objetivas de las candidatas Silva y Rousseff no son cónsonas con la naturaleza de los elementos que presentan significación estadística en las pruebas. De hecho la manera en que están configuradas sus estrategias en cuanto a la relación entre factores espaciales y no espaciales es más parecida a lo estipulado por el paradigma clásico de la proximidad que a lo establecido por la teoría de la direccionalidad. Siguiendo lo señalado por Macdonald y Rabinowitz (1998, p. 289), la neutralidad que adoptan estas competidoras en la dimensión ideológica (ver gráfico 2.6) genera un doble efecto en la relación que intentan establecer con los electores.

Por un lado, desincentiva la consideración de la cuestión ideológica como elemento diferenciador de sus candidaturas. En ese sentido, esta estrategia podría

⁵¹ Este resultado es coherente con el obtenido por Ames *et al.* (2013, p. 16) en una encuesta tipo panel previa a las elecciones presidenciales bajo análisis. Estos autores hallaron que la identificación con el PT (*petismo*) es mucho más consistente que la identificación con los otros partidos.

explicar los hallazgos de Ames *et al.* (2013, p. 34) sobre la presencia de una cierta inconsistencia en las respuestas de los electores sobre el posicionamiento ideológico, precisamente, de estas dos candidatas. Del mismo modo que explicaría por qué dichas imprecisiones no se observan en el caso del competidor Serra.

Por otro lado, el posicionamiento neutral de Silva y Rousseff en la dimensión ideológica trae como consecuencia que el elector queda en libertad para seguir el estímulo de otros factores espaciales o no espaciales que, desde la perspectiva de cada una de las candidatas, favorecen su desempeño electoral. Tomando como válido este efecto, llama la atención el empleo de esta estrategia en un escenario adverso según los resultados de las regresiones de ambas competidoras. En la comparación de los coeficientes estandarizados se observa que el desempeño de los componentes espaciales es superior al del resto de variables incluidas en las pruebas de estas aspirantes. Por lo tanto, una posición óptima para estas competidoras, según la teoría de la direccionalidad RML, estaría en los límites de la región de aceptabilidad y no en las inmediaciones del punto neutro.

Resulta difícil obtener una respuesta sobre las razones que sustentan esta estrategia dada la información limitada que ofrecen los resultados de las pruebas. Sin embargo, una exploración de las investigaciones comparadas ofrece una hipótesis interesante sobre el origen de este comportamiento, aunque únicamente sea válida para el caso de la candidata Rousseff. En este sentido, los resultados obtenidos por Nicolau (2015, pp. 31-34) demuestran la persistencia de la dinámica electoral descrita por Zucco (2008, p. 46) desde 1994 a 2006, donde se relaciona el desarrollo económico de los municipios con los resultados electorales. Aunque Nicolau (2015, pp. 34-39) sólo explora el impacto en el voto del programa *Bolsa Família*, Peixoto y Rennó (2011, p. 323) sostienen que el buen desempeño del gobierno de Lula permitieron que la idea de movilidad social ascendente calara entre los electores e impactara favorablemente en los resultados de la candidata Rousseff. Estos hallazgos constituyen una importante evidencia sobre el mantenimiento de ciertas prioridades sociales y económicas por parte del gobierno que también definen el contenido de su estrategia electoral.

Por otro lado, esa dinámica de la competición también determina en cierto modo el comportamiento del candidato Serra. De hecho, las ubicaciones medias de los candidatos del *PT* y el *PSDB* son muy parecidas en los resultados de las elecciones de

2006 y 2010 (ver gráficos 2.5 y 2.6). En los resultados de Serra, al igual que ocurre en el caso del candidato Alckmin, el peso de la variable de la direccionalidad sigue muy de cerca al factor no espacial de la competencia. De allí la menor moderación que se observa en su posicionamiento ideológico.

Análisis de los resultados de los modelos mixtos RML controlando por los candidatos.

Tomando en cuenta los cuatro objetivos planteados con la ejecución de este conjunto de pruebas, el primer hallazgo que merece la pena destacar tiene que ver con el desempeño de cada una de las teorías de evaluación electoral controlando por la identidad de los candidatos. Para cumplir con dicho objetivo, la figura 4.1 muestra los ratios obtenidos entre los coeficientes no estandarizados de los componentes de la distancia euclidiana en cada una de las regresiones de los competidores que incluyen todas las variables disponibles en la base de datos. De las 26 pruebas realizadas, 11 cumplen con las restricciones de la teoría clásica de la proximidad, 6 se comportan como modelos puros de direccionalidad RML y 9 muestran algún tipo de combinación entre ambas esquemas.

Sin embargo, a pesar de que no existe una correlación de *Pearson* significativa a nivel estadístico entre los ratios y las valoraciones de los candidatos, sí se observa una relación entre el tipo de modelo de evaluación electoral y las evaluaciones de los competidores. Este vínculo consiste en que, con la excepción de los candidatos chilenos de 2009, todos los aspirantes donde la proximidad resulta favorecida presentan menores valoraciones que los candidatos donde los modelos mixtos y direccionales RML obtienen un mejor desempeño empírico. De hecho, tal y como se muestra en la tabla 4.13, existe una correlación de *Pearson* negativa moderada entre el componente longitud y la valoración de los 26 candidatos. Esta relación es de -0.493 y significativa a nivel de $p \text{ valor} \leq 0.05$.

Tabla 4.13. Resultados de las correlaciones entre los coeficientes que representan las teorías de utilidad y las valoraciones de los candidatos.

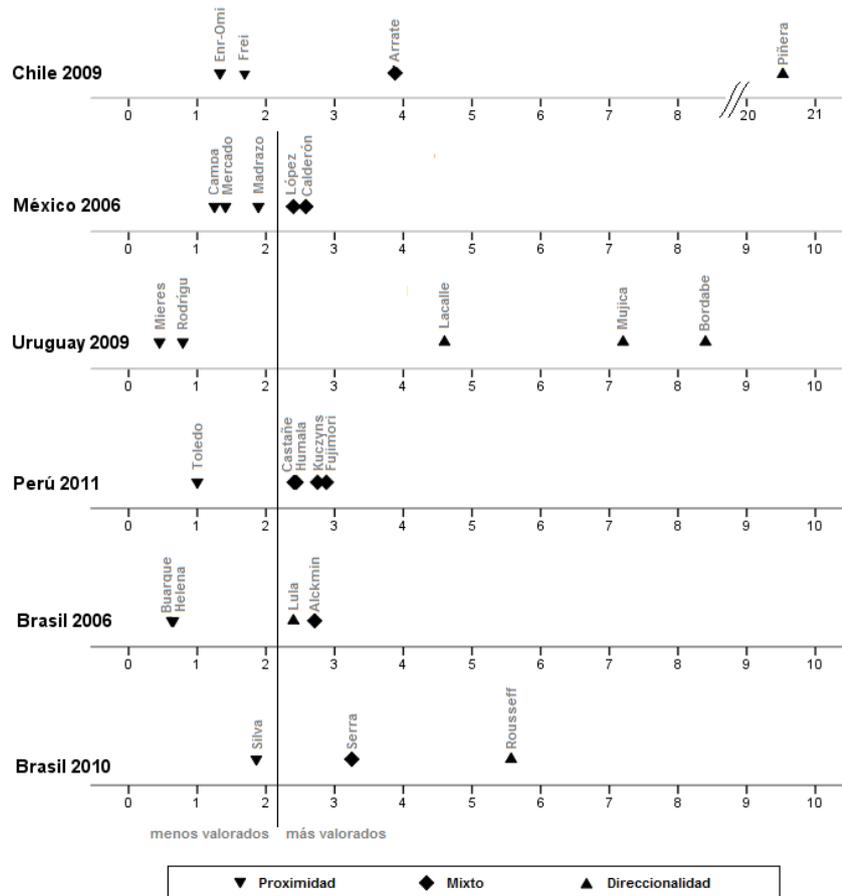
	Ratios	Coef. 2 Prod. Esc.	Coef. -Longitud	Ratios	Coef. 2 Prod. Esc.	Coef. -Longitud
<i>Pearson r</i>						
Valoración	.295	.374	-.493*	.418	.496*	-.559**
<i>Spearman rho</i>						
Valoración	.491*	.341	-.504**	.553**	.446*	-.565**
N	26	26	26	22	22	22

** p valor ≤ 0.01 ; * p valor ≤ 0.05 .

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla se observa, de igual modo, que la asociación entre dichas variables aumenta en valor y significación estadística cuando se excluyen de las pruebas los cuatro candidatos chilenos, reducción con la cual también adquiere relevancia estadística la correlación de *Pearson* entre los productos escalares y la valoración de los competidores, $r = .496, p \text{ valor} \leq 0.05$.

Figura 4.1. Comparación de los ratios de los candidatos en todas las elecciones analizadas.



Valoraciones de los candidatos

Chile 2009		Brasil 2006		Brasil 2010	
Candidatos	Valoración media	Candidatos	Valoración media	Candidatos	Valoración media
Piñera	5.21	Lula	6.12	Rousseff	6.24
Enríquez-Ominami	5.10	Alckmin	4.37	Serra	5.27
Frei	4.76	Helena	3.58	Silva	4.64
Arrate	3.86	Buarque	3.08		

México 2006		Uruguay 2009		Perú 2011	
Candidatos	Valoración media	Candidatos	Valoración media	Candidatos	Valoración media
Calderón	6.08	Mujica	6.37	Kuczynski	4.83
López	5.41	Bordaberry	3.51	Humala	4.81
Madrado	4.53	Lacalle	2.96	Fujimori	4.65
Mercado	3.97	Mieres	2.44	Castañeda	4.36
Campa	3.46	Rodríguez	1.33	Toledo	3.68



Fuente: Elaboración propia.

En este caso la relación presenta, tal y como se espera, signo positivo. A medida que aumenta el componente que representa la direccionalidad en la distancia euclidiana, también mejora la utilidad reportada por los electores respecto a los candidatos.

Por otro lado, se ha procedido a realizar correlaciones ordinales mediante la determinación del coeficiente *Rho de Spearman*. Esta podría ser la estrategia más adecuada si se toma en cuenta la extrema sensibilidad que experimentan los ratios ante pequeños cambios en los valores de los coeficientes no estandarizados de las regresiones. Bajo esta modalidad, dicha medida de comparación de proporciones presenta asociaciones moderadas, positivas y con significación estadística en ambos grupos de observaciones. Así las cosas, una revisión global de todos los resultados de las correlaciones reportadas en la tabla 4.13 demuestra que, desde el punto de vista descriptivo, el descenso de la proximidad es clave en el aumento de la valoración de los candidatos analizados.

En cuanto a los objetivos relativos a la identidad de los factores no espaciales que resultan determinantes en los resultados de las pruebas y su relación con las variables que representan las teorías de utilidad electoral, es importante señalar dos aspectos. El primero de ellos tiene que ver con el hecho de los factores asociados a los candidatos presentan un desempeño superior al registrado por los controles sociodemográficos de los electores. De hecho, la media de los coeficientes estandarizados de los factores es de 0.213, mientras que el promedio de los controles es de apenas 0.087. Esto coincide plenamente con los resultados descritos en los modelos mixtos RML segmentados a partir de la ideología de los votantes.

El segundo aspecto guarda relación con el vínculo existente entre los factores espaciales y no espaciales según las estrategias teóricas planteadas por Macdonald y Rabinowitz (1998, p. 289). En sentido, la tabla 4.14 muestra las correlaciones entre las distancias que van desde la posición de los partidos hasta el punto neutro y los factores no espaciales de aproximación a las variables del liderazgo y la identificación partidista⁵². Como se observa, en ninguno de los casos planteados existe una correlación significativa

⁵² La evaluación retrospectiva no ha sido considerada en estas pruebas puesto que, con la excepción de Brasil, queda demostrado en los análisis de casos que no constituye un elemento de diferenciación entre las opciones que compiten en los comicios bajo examen.

a nivel estadístico de $p \text{ valor} \leq 0.05$. Ni siquiera el signo de la asociación entre estas variables revela algún tipo de lógica de sustitución entre uno u otro tipo de factores. Siendo así, la relación que se impone entre las variables espaciales y no espaciales consideradas en las correlaciones de los candidatos analizados es un vínculo de complementariedad o, bien, la independencia.

Por otro lado, también se ha procedido a la búsqueda de relaciones entre estos factores no espaciales y los ratios entre los componentes que representan las distintas teorías de utilidad del voto. Los resultados obtenidos sugieren que sólo la percepción sobre la competencia del candidato presenta una asociación moderada positiva con respecto a esta medida de comparación de proporciones. En este caso, la correlación es de 0.449 con significación estadística a nivel de $p \text{ valor} \leq 0.05$. Sin embargo, el hallazgo más interesante se presenta en la tabla 4.14, es el que se verifica en las correlaciones entre cada uno de los factores no espaciales analizados y los coeficientes estandarizados de la variable que representan la proximidad. De acuerdo con dichos resultados, existe una relación moderada, inversa y significativa a nivel estadístico entre el componente longitud y la proximidad a los partidos, y entre el referido componente y la competencia de los candidatos.

Tabla 4.14. Resultados de las correlaciones de Pearson entre los factores espaciales y no espaciales para todo el conjunto de los candidatos.

	Posición media partido	Ratios	Coef. -Longitud	Coef. 2 Prod. Esc.
Proximidad al Partido N=23	.038	.023	-.456*	.083
Competencia N=22	.247	.449*	-.439*	-.206

** p valor ≤ 0.01 ; * p valor ≤ 0.05 .

Nota: En las correlaciones de la proximidad al partido han sido excluidos los candidatos Enríquez-Ominami y Arrate debido a que el factor no presenta variación en la muestra y, López y Madrazo, por presentar una relación distinta a la esperada. En cuanto a las correlaciones de la competencia han sido excluidos los candidatos Enríquez-Ominami por no presentar variación en la muestra respecto a este factor, y Campa y Silva por presentar un signo distinto al esperado.

Fuente: Elaboración propia.

Colocando todos los resultados obtenidos en conjunto, esta asociación advierte que cuando se produce una disminución de la capacidad explicativa de este componente mejora el desempeño de los factores no espaciales considerados en las correlaciones, así como también aumenta la utilidad que reportan los electores. Esto podría significar que la proximidad explica la evaluación de los candidatos por defecto: cuando no existe otro factor no espacial que influya decisivamente en los resultados, el componente

longitud incrementa su capacidad explicativa y, por lo tanto, mejora el desempeño de la proximidad. Esta lógica es la que caracteriza a los 11 candidatos menos valorados.

A partir de ello, dos aspectos adquieren crucial importancia. En primer lugar, 7 de los 11 candidatos menos valorados se encuentran ubicados en el tramo de la izquierda y 4 en las inmediaciones del punto neutro (ver figura 4.1). Esto pone de manifiesto la existencia de una conexión entre los resultados bajo discusión y los obtenidos en las pruebas donde se segmenta por la ideología. En segundo lugar, una revisión de los R^2 ajustados reportados en las pruebas de esos 11 aspirantes evidencia que la capacidad explicativa del modelo también desciende con el aumento de los coeficientes estandarizados del componente longitud, aunque dicha correlación no presenta ningún tipo de significación estadística ($r = -.416$).

Finalmente, en cuanto al último objetivo planteado sólo cabe señalar que el impacto del aumento de la muestra con la incorporación de los votantes con menor conocimiento político es bastante débil. Por un lado, sólo los ratios de los candidatos Calderón y Bordaberry experimentan un cambio de modelo. En ambos casos, se trata del paso de un esquema mixto a uno exclusivamente direccional RML. Y, por otro lado, en cuanto a los cambios que experimentan los coeficientes de determinación en las regresiones, la media de las modificaciones registradas en el conjunto de pruebas de los 26 candidatos es de tan sólo 0.007. Como se observa, las alteraciones en lo relativo a estos dos aspectos son, desde el punto de vista comparado, prácticamente insignificantes.

CONCLUSIONES PARCIALES

Luego de analizar los resultados obtenidos a partir de ambas estrategias de segmentación, es posible afirmar que, en las elecciones latinoamericanas examinadas, el paradigma de la direccionalidad RML y las variables no espaciales constituyen factores con un potencial explicativo superior al que presenta la teoría clásica de la proximidad. De acuerdo con ello, el componente de los productos escalares es fundamental en la evaluación electoral de los votantes de derecha, la identificación partidista y el liderazgo son determinantes en las valoraciones de los electores de izquierda, mientras que la longitud presenta un desempeño condicionado en ambos segmentos del electorado.

Este escenario surge como consecuencia de dos lógicas de interacción entre los componentes de la distancia euclidiana y los factores no espaciales analizados. Por un lado, la relación entre los coeficientes asociados a los productos escalares y las variables de la proximidad al partido/coalición y la competencia de los candidatos es de complementariedad o, bien, de independencia. Por otro lado, la relación entre el componente longitud de la distancia euclidiana y los referidos factores no espaciales es claramente de subsidiariedad. La interacción de ambas lógicas determina que la teoría de proximidad sólo presenta un buen desempeño en aquellos candidatos de izquierda y centro donde las variables no espaciales señaladas o la direccionalidad RML ofrecen una explicación limitada sobre la varianza de la utilidad en los electorados estudiados.

Hasta este punto, todos los análisis realizados constituyen modelos basados en dos características. Por un lado, se tratan de formulaciones donde la variable dependiente está construida a partir de la evaluación de todos los competidores, como proxy de la utilidad, y no concretamente en la elección de un solo candidato. Davis, Hinich y Ordeshook (1970, p. 429), en su clásico artículo sobre la teoría de la proximidad, conceptualizan la elección y el comportamiento de los votantes en un proceso de decisión que consta de dos fases. En la primera de ellas se asume que los ciudadanos evalúan las posiciones de los candidatos en comparación con sus propias preferencias; mientras que en la segunda etapa los individuos sólo deciden si votar o abstenerse. En el caso de inclinarse por participar, estos autores señalan que los ciudadanos lo hacen por el candidato que más mayor utilidad les ofrece. Esto trae como consecuencia que, tal y como lo advierten Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, p. 666), mientras en la primera fase se diferencia entre el desempeño de la proximidad y direccionalidad en la generación de las utilidades, en la segunda etapa se diferencia directamente entre dichas utilidades.

Por otro lado, la segunda características de los modelos ejecutados es que se basan en la existencia de asociaciones entre las variables consideradas en las pruebas de carácter determinista. Con relación a ello, Merrill y Grofman (1999, p. 81) advierten que, desde el punto de vista metodológico, a medida que se incrementa el número de candidatos, resulta más fácil que en las pruebas que buscan determinar la elección se produzca una asignación arbitraria de votantes al competidor que reporta la mayor utilidad entre todas las opciones, lo cual, puede generar resultados altamente

engañosos. Una solución más realista, considerando la existencia de factores no espaciales desconocidos, es la asignación de votantes a los competidores sobre bases probabilísticas. Tomando en cuenta estos dos aspectos, el próximo capítulo tiene por finalidad la exploración del voto y la competición electoral latinoamericana mediante la ejecución de modelos logísticos condicionados.

CAPITULO V

INTRODUCCIÓN

En uno de sus artículos donde aborda el debate entre proximidad y direccionalidad RML, Westholm (2001, p. 457) ilustra sobre la existencia de cuatro tipos de análisis empíricos para la evaluación de las teorías de utilidad electoral. Esta tipología la logra mediante el cruce de dos variables. Por un lado, el tipo de comparación que se pretende llevar a cabo, aspecto que refiere directamente a la intrapersonalidad o interpersonalidad y, por el otro, el tipo de variable independiente que se emplea en el análisis. Esto es, si lo que se intenta explicar es directamente *el voto* o si se emplea *la evaluación* como paso previo en el proceso de decisión electoral en términos expuestos por Davis, Hinich y Ordeshook (1970, p. 429). La figura 5.1 recoge dicha clasificación.

Figura 5.1. Tipos de Análisis Empírico de las teorías de utilidad electoral

Varianza analizada	Variable dependiente	
	Evaluación	Voto
Intrapersonal: Curvas de utilidad	I Regresión ordinaria (modelo Westholm)	II Regresión logística condicional
Interpersonal: Curvas de apoyo	III Regresión ordinaria (modelo RML)	IV Regresión logística ordinaria

Fuente: Elaboración propia a partir de Westholm (2001, p. 457)

En ella, Westholm (2001, p. 457) muestra los cuatro tipos de pruebas estadísticas más comunes según el tipo de análisis que se desea realizar. Hasta este apartado, todos los procedimientos llevados a cabo en esta investigación han estado centrados en la variable dependiente de la evaluación. Para ello, se han empleado regresiones ordinarias con distintas combinaciones de supuestos con el objeto de llevar a cabo de la manera más plausible posible el examen empírico de las diversas formulaciones teóricas estudiadas. En este contexto, el objetivo de este capítulo es confrontar el desempeño de dichos modelos como predictores de una nueva variable dependiente. Específicamente, establecer el efecto de cada uno de ellos directamente sobre la probabilidad de voto⁵³.

⁵³ En Ciencia Política, existe una larga tradición de modelización probabilística de voto iniciada por Hinich, Ledyard y Ordeshook (1972, 1973) y extendida por Coughlin y Nitzan (1981), Coughlin (1992), Enelow y Hinich (1984; 1989; 1990, 1994), Erikson y Romero (1990), Alvarez y Nagler (1995, 2000), Adams (1999),

Para cumplir con dicho propósito, esta investigación prosigue la tradición, bastante extendida, del uso de los modelos logísticos en la determinación de la probabilidad de voto (Iversen, 1994, p. 63; Macdonald, Rabinowitz y Listhaug, 1998, p. 656; Merrill y Grofman, 1999, p. 83; Thurner, 2000, p. 499; Adams, Merrill y Grofman, 2005, p. 18; Cataife, 2011, p. 10; Papageorgiou, 2011, p. 152; Astudillo y Rodon, 2013, p. 12; Meyer y Müller, 2014, p. 805; Tiemann, 2014, p. 12)⁵⁴. Específicamente, se emplea la modalidad condicional introducida por McFadden (1974, p. 113) en conjunción con su teoría de elección a partir de variables discretas. La ventaja que ofrece este tipo de pruebas versa en que las variables independientes no sólo consisten en características asociadas a los individuos (como puede ser la raza, sexo, edad, otras) sino que también pueden ser incluidas variables vinculadas a las distintas alternativas o respuestas (proximidad, direccionalidad, otras). Esta propiedad del modelo, tal y como señala Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, p. 656), es fundamental para satisfacer los requerimientos teóricos de los modelos de utilidad del voto.

Atendiendo la clasificación de la figura 5.1, en sentido estricto, la regresión logística empleada en este capítulo combina la modalidad multinomial (cualidades de los individuos) y la modalidad condicional (características de las opciones), de manera que el modelo queda definido de la siguiente manera (Liao, 1994, p. 61):

$$P(y = j) = \frac{e^{\sum_{k=1}^{K_1} \beta_{jk1} + x_{k1}} + e^{\sum_{k=2}^{K_2} \alpha_{jk2} + z_{jk2}}}{\sum_{j=1}^J e^{\sum_{k=1}^{K_1} \beta_{jk1} + x_{k1}} + e^{\sum_{k=2}^{K_2} \alpha_{jk2} + z_{jk2}}}, \quad (5.1)$$

donde tanto las variables explicativas asociadas a las alternativas, z , y los atributos de los individuos, x , son incluidos en el mismo modelo. Nótese que la variable z tiene dos subíndices: k , para distinguir la variable independiente z y j para distinguir la categoría respuesta y , como no podía ser de otra manera en un modelo multinomial, $j = 1, 2, 3, \dots, J$. Esto permite ejecutar una única prueba a nivel sistémico donde cada

Merrill y Grofman (1999), Norman Schofield (2004), Norman Schofield y Sened (2005), Banks y Duggan (2005), entre otros.

⁵⁴ Para una revisión de modelos alternativos, se recomienda Alvarez y Nagler (1998), Quinn y Martin (1998), Norman Schofield, Martin, Quinn y Whitford (1998), Quinn, Martin y Whitford (1999), Dow y Endersby (2004), Kropko (2007).

categoría de respuesta se corresponde con cada uno de los candidatos que participan en una determinada elección.

Por otro lado, es importante señalar que la operacionalización de las variables sigue la estrategia ordinal planteada por Iversen (1994, p. 62) en su trabajo y que fuera descrita en el capítulo teórico. De acuerdo con ella, las variables espaciales fueron recodificadas en un formato *dummy*, donde el candidato obtiene el valor 1 si es el más próximo o direccional y 0 en el caso de que no cumpla con tal condición. Además de las ventajas que ofrece este diseño respecto a los problemas de colinealidad, la diversidad de supuestos y requerimientos de información para el votante, también ofrece la oportunidad de evaluar dos variables adicionales de naturaleza no espacial bajo el mismo esquema. Estas variables son, atendiendo a los resultados obtenidos en los modelos mixtos por candidatos, la percepción sobre la competencia del candidato y la identificación del elector con su organización política. Finalmente, dada la modalidad multinomial de la prueba, también son incorporadas la evaluación general del desempeño del gobierno y los controles sociodemográficos de los electores.

Dicho esto, a continuación se presentan los resultados de seis modelos logísticos multinomiales condicionales y dos modalidades de interpretación de sus resultados. La primera consiste en un análisis de los signos y la significación estadística de los coeficientes estimados en cada sistema político por separado. La segunda consiste en un análisis del efecto, previamente determinado, que cada una de las variables asociadas a los candidatos tiene sobre la probabilidad de voto en cada elección analizada. Este último análisis ha sido elaborado en clave de comparación entre los distintos sistemas.

Modelos logísticos condicionales.

Caso Chile 2009.

La tabla 5.1 muestra los resultados de la regresión logística condicional aplicada a la elección presidencial de Chile 2009. Como se observa, los coeficientes estimados en el modelo reflejan que los cuatro componentes asociados a los candidatos presentan una relación positiva y estadísticamente significativa respecto a la variable dependiente que forma parte de la prueba. Esto quiere que decir que para cualquier candidato de los

que participan en esta elección ser el más direccional y el más próximo aumenta su probabilidad de ser elegido. También implica que tanto los votantes cercanos a la organización política de un determinado competidor como aquellos electores que le consideran el más competente para resolver el primer problema del país, son más propensos a votarle que el resto de los participantes de la muestra. La significación estadística de estas cuatro variables es de $p \text{ valor} \leq 0.01$.

Tabla 5.1. Resultados de la regresión logística condicional aplicada a la elección presidencial de Chile 2009.

Frequencies of alternatives:				
Piñera	Arrate	Enríquez	Frei	
0.410330	0.073171	0.177905	0.338594	
Coefficients :				
	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
Arrate:(intercept)	-0.951727	0.597584	-1.5926	0.111245
Enríquez:(intercept)	0.441870	0.448557	0.9851	0.324579
Frei:(intercept)	0.624005	0.442930	1.4088	0.158890
Dir	1.296176	0.228444	5.6739	1.395e-08 **
Prox	0.752049	0.133663	5.6265	1.840e-08 **
Comp	2.350730	0.182491	12.8814	< 2.2e-16 **
PartyID	1.286983	0.253275	5.0814	3.747e-07 **
Arrate:coalD.FreisinpartidoFrei	2.027927	0.925221	2.1918	0.028392 *
Enríquez:coalD.FreisinpartidoFrei	2.391456	0.864112	2.7675	0.005648 **
Frei:coalD.FreisinpartidoFrei	2.609809	0.874195	2.9854	0.002832 **
Arrate:edu	0.118363	0.117175	1.0101	0.312429
Enríquez:edu	0.178663	0.088463	2.0196	0.043422 *
Frei:edu	-0.130219	0.096104	-1.3550	0.175423
Log-Likelihood: -459.02				
McFadden R^2: 0.46489				
Likelihood ratio test : chisq = 797.56 (p.value = < 2.22e-16)				
** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05. Categoría de referencia: Piñera.				
El número de individuos incluidos en el modelo es de 697. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y voto. Los candidatos son Sebastián Piñera (Renovación Nacional), Eduardo Frei (Partido Demócrata Cristiano), Jorge Arrate (Partido Comunista de Chile) y Marco Enríquez-Ominami. Primera Vuelta.				
Los controles analizados son: edad, género (hombre), nivel de educación, ingresos del hogar, sector laboral (público), religión (católica y protestante), zona geográfica (Santiago de Chile), próximo a la coalición de partidos que apoya el candidato (Concertación de Partidos por la Democracia: Demócrata Cristiano, Por la Democracia, Radical Socialdemócrata y Partido Socialista; Coalición por el Cambio: Unión Demócrata Independiente, Renovación Nacional y Partido Regionalista Independiente; y Nueva Mayoría para Chile: Partido Humanista y Partido Ecologista).				
Sólo han sido registradas las variables de control que resultan estadísticamente significativas en cada modelo.				

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Por otro lado, sólo dos condiciones asociadas a los individuos presentan significación estadística en la regresión logística bajo examen. La primera de ellas es la proximidad a la “Concertación de Partidos por la Democracia”. En este caso, los votantes que manifiestan una cercanía a esta coalición de organizaciones políticas muestran, en comparación con los que no dan evidencia de ello, mayor probabilidad a votar a los candidatos Arrate, Enríquez-Ominami y Frei que a Piñera. La segunda variable que resulta significativa a nivel estadístico es la educación. Específicamente, los resultados

muestran una relación positiva entre el grado de instrucción del elector y el voto al competidor Enríquez-Ominami. Esto es así en comparación con el voto que recibe el candidato Piñera.

Caso México 2006.

Los resultados de la regresión logística condicional aplicada a la elección presidencial de México 2006 se encuentran contenidos en la tabla 5.2. En ella se observa, al igual que ocurre en los resultados descritos sobre la elección de Chile 2009, que las cuatro características asociadas a los candidatos presentan significación estadística a nivel de $p\text{ valor} \leq 0.1$. De acuerdo con lo expuesto en la tabla mencionada, las cuatro variables muestran una relación directamente proporcional con la probabilidad de voto. Esto quiere decir que ser el candidato más intenso y el más próximo en términos espaciales aumenta la probabilidad de ser apoyado por los electores. También se observa que la probabilidad de recibir votos de aquellos votantes cercanos a la organización política del competidor y de aquellos que le consideran el aspirante más competente es superior a la de obtenerlos de aquellos que no cumplen dichas condiciones.

En cuanto a las variables significativas en la parte multinomial de la prueba, los resultados muestran que la evaluación del gobierno anterior, la educación y el lugar de residencia influyen de alguna manera en la decisión electoral de los mexicanos que conforman la muestra. En este sentido, los coeficientes reflejan que a medida que mejora la valoración del desempeño del gobierno de Fox, el voto a Madrazo disminuye significativamente respecto a los apoyos que recibe el aspirante Calderón. Esta misma orientación del signo se observa en la relación entre el resto de los competidores y el candidato de referencia, aunque sólo en el caso del aspirante del PRI la diferencia entre las variables muestra algún tipo de relevancia estadística. Como se observa, el cambio de la variable dependiente muestra, a diferencia de las pruebas sobre la evaluación de los candidatos, que la evaluación del desempeño del gobierno finalmente sí tiene un efecto sobre la decisión electoral.

Tabla 5.2. Resultados de la regresión logística condicional aplicada a la elección presidencial de México 2006.

Frequencies of alternatives:
 Calderón Campa López Madrazo Mercado
 0.4406250 0.0046875 0.3843750 0.1562500 0.0140625

Coefficients :

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
Campa:(intercept)	-6.563052	2.683982	-2.4453	0.0144745 *
López:(intercept)	-0.147042	0.672643	-0.2186	0.8269587
Madrazo:(intercept)	-1.009552	0.798061	-1.2650	0.2058688
Mercado:(intercept)	-2.221072	1.551744	-1.4313	0.1523331
Dir	1.623704	0.239021	6.7931	1.097e-11 **
Prox	0.833964	0.242650	3.4369	0.0005884 **
PartyID	2.528408	0.196224	12.8853	< 2.2e-16 **
Comp	0.319949	0.181339	1.7644	0.0776689 +
Campa:evgob	1.228921	0.763561	1.6095	0.1075157
López:evgob	0.462789	0.262370	1.7639	0.0777527
Madrazo:evgob	0.695905	0.310942	2.2381	0.0252173 *
Mercado:evgob	0.220652	0.590826	0.3735	0.7088031
Campa:edu	0.661584	0.303432	2.1803	0.0292322 *
López:edu	0.188331	0.081547	2.3095	0.0209175 *
Madrazo:edu	-0.113407	0.117881	-0.9620	0.3360267
Mercado:edu	0.276099	0.162828	1.6957	0.0899520 +
Campa:habciumas2500	-2.893869	1.438680	-2.0115	0.0442752 *
López:habciumas2500	-1.389146	0.401431	-3.4605	0.0005392 **
Madrazo:habciumas2500	-1.165675	0.470538	-2.4773	0.0132372 *
Mercado:habciumas2500	-1.445175	0.906988	-1.5934	0.1110754

Log-Likelihood: -289.67
 McFadden R²: 0.58994
 Likelihood ratio test : chisq = 833.5 (p.value = < 2.22e-16)

** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05; + p valor ≤0.1. Categoría de referencia: Calderón.
 El número de individuos incluidos en el modelo es de 640. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y voto. Los candidatos son Felipe Calderón (Partido Acción Nacional), Andrés López (Partido de la Revolución Democrática), Roberto Madrazo (Partido Revolucionario Institucional), Roberto Campa (Partido Nueva Alianza) y Patricia Mercado (Partido Alternativa Socialdemócrata y Campesina).
 Los controles analizados son: edad, género (hombre), nivel de educación, sector laboral (público), ingresos del hogar, religión (católica y protestante), zona geográfica (norte), raza (indígena) y habitante de campo o ciudad (población de más de 2500 habitantes. Sólo han sido registradas las variables de control que resultan estadísticamente significativas en cada modelo.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

En cuanto al resto de las características de los electores que presentan importancia estadística, los resultados arrojan que el ascenso en los niveles de la educación formal está asociado a una mayor probabilidad de voto a los candidatos López, Campa y Mercado (en relación al aspirante Calderón). También evidencian que los residentes de ciudades con población superior a los 2500 habitantes comparados con el resto de los mexicanos incluidos en la muestra muestran una probabilidad de voto al candidato del PAN superior a la que presentan respecto al resto de los candidatos.

Caso Uruguay 2009.

Los resultados de la elección presidencial de Uruguay 2009 muestran una relación entre las teorías distinta a la reportada en las pruebas sobre la evaluación de los candidatos. La tabla 5.3 muestra las salidas de la regresión logística condicional aplicada a este comicio. Como se observa, de las cuatro variables asociadas a las alternativas, sólo la direccionalidad carece de significación estadística a nivel de $p\text{ valor} \leq 0.05$. Sin embargo, es importante destacar que el signo que presenta la relación entre esta variable y el voto tiene una tendencia positiva. Por otro lado, la proximidad, la identificación partidista y la competencia presentan una relevancia estadística a nivel de $p\text{ valor} \leq 0.01$. De acuerdo con ello, para un candidato cualquiera de los que participan en esta elección, ser el competidor más próximo en términos espaciales, la cercanía a su organización política y ser percibido por los electores como el candidato más capaz para resolver el primer problema de Uruguay, aumenta la probabilidad de ser votado.

Los resultados de la regresión logística en su parte multinomial reflejan que la variable de la evaluación del desempeño del gobierno, al igual que ocurre en las elecciones de México 2006, presenta la orientación y la influencia esperada en la probabilidad de voto al candidato Mujica. En este sentido, los coeficientes indican que el aumento de la valoración del anterior gobierno del Frente Amplio está vinculado a una menor probabilidad de apoyo electoral al resto de los candidatos que participan en esta elección. Esto es así en comparación con la probabilidad de voto del mencionado competidor de referencia.

Los coeficientes estimados también reflejan que la educación y las condiciones de hombre y habitante de la región metropolitana de Montevideo resultan importante en la decisión de voto de los uruguayos. De acuerdo con ello, los hombres en comparación con las mujeres y mayores niveles de educación están asociados a una mayor probabilidad de apoyo al candidato Bordaberry que al competidor Mujica. También mayores niveles de educación están vinculados a mayor probabilidad de voto a Mieres en relación con el mencionado candidato de referencia, mientras los habitantes de la región metropolitana presentan mayor probabilidad de voto a Lacalle respecto a Mujica.

Tabla 5.3. Resultados de la regresión logística condicional aplicada a la elección presidencial de Uruguay 2009.

Frequencies of alternatives:				
Mujica	Bordaberry	Lacalle	Mieres	Rodríguez
0.633252	0.117359	0.212714	0.022005	0.014670
Coefficients :				
	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
Bordaberry:(intercept)	-4.147669	1.446949	-2.8665	0.0041505 *
Lacalle:(intercept)	-2.250608	1.287653	-1.7478	0.0804923 +
Mieres:(intercept)	-8.116621	2.403031	-3.3777	0.0007311 **
Rodríguez:(intercept)	-2.403490	2.546073	-0.9440	0.3451702
Dir	0.461028	0.422918	1.0901	0.2756637
Prox	0.987503	0.357716	2.7606	0.0057699 **
PartyID	2.901838	0.275409	10.5365	< 2.2e-16 **
Comp	1.218371	0.281777	4.3239	1.533e-05 **
Bordaberry:evgob	0.491894	0.510886	0.9628	0.3356359
Lacalle:evgob	1.198582	0.453512	2.6429	0.0082202 **
Mieres:evgob	1.326938	0.667936	1.9866	0.0469642 *
Rodríguez:evgob	0.765426	0.724132	1.0570	0.2904998
Bordaberry:regmetropolitana	-1.057001	0.701785	-1.5062	0.1320259
Lacalle:regmetropolitana	-2.000371	0.625842	-3.1963	0.0013921 **
Mieres:regmetropolitana	-0.695868	1.109174	-0.6274	0.5304133
Rodríguez:regmetropolitana	-1.567072	1.295000	-1.2101	0.2262429
Bordaberry:hombre	1.297163	0.657637	1.9725	0.0485571 *
Lacalle:hombre	0.412941	0.566365	0.7291	0.4659351
Mieres:hombre	1.702576	1.174063	1.4502	0.1470148
Rodríguez:hombre	0.998678	1.197098	0.8342	0.4041406
Bordaberry:edu	0.484520	0.217645	2.2262	0.0260014 *
Lacalle:edu	0.158025	0.194993	0.8104	0.4177031
Mieres:edu	0.692912	0.284574	2.4349	0.0148957 *
Rodríguez:edu	-0.093904	0.470439	-0.1996	0.8417865
Log-Likelihood: -124.01				
McFadden R ² : 0.70155				
Likelihood ratio test : chisq = 583 (p.value = < 2.22e-16)				
**p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05; + p valor ≤0.1. Categoría de referencia: Mujica.				
El número de individuos incluidos en el modelo es de 409. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y voto. Los candidatos son José Mujica (Frente Amplio), Luis Alberto Lacalle (Partido Nacional), Pedro Bordaberry (Partido Colorado), Pablo Mieres (Partido Independiente) y Raúl Rodríguez (Asamblea Popular). Primera Vuelta.				
Los controles analizados son: edad, género (hombre), nivel de educación, sector laboral (público), ingresos del hogar, religión (católica), ateos, zona geográfica (Región Metropolitana de Montevideo), raza (mestizo/indígena), etnia (afro) y habitante de campo o ciudad (gran ciudad). Sólo han sido registradas las variables de control que resultan estadísticamente significativas.				

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Caso Perú 2011.

La tabla 5.4 contiene los resultados de la regresión logística condicional aplicada a la elección presidencial de Perú 2011. Contrario a lo que sucede en el caso de Uruguay 2009, en estos comicios las cuatro variables que varían dentro de los individuos vuelven presentar algún grado de significación estadística. Por un lado, la direccionalidad, la proximidad a la coalición política que acompaña el candidato y la percepción sobre su competencia muestran una relevancia a nivel de $p \text{ valor} \leq 0.01$, mientras que la variable de la proximidad es importante a nivel de $p \text{ valor} \leq 0.1$. En todos los casos, la orientación de la relación es la esperada. Para un

candidato cualquiera que participa en esta elección ser el más intenso y el más próximo desde el punto de vista espacial representa mayor probabilidad de ser votado por los electores. Del mismo modo, la identificación del votante con la coalición política del candidato y el hecho de que el elector lo considere como el más competente para resolver el primer problema de Perú, aumentan sus probabilidades de ser electo.

Tabla 5.4. Resultados de la regresión logística condicional aplicada a la elección presidencial de Perú 2011.

Frequencies of alternatives:				
Humala	Castañeda	Fujimori	Kuczynski	Toledo
0.314570	0.089404	0.232892	0.239514	0.123620
Coefficients :				
	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
Castañeda:(intercept)	-0.505145	0.614136	-0.8225	0.410775
Fujimori:(intercept)	0.856549	0.516575	1.6581	0.097291 +
Kuczynski:(intercept)	-2.515655	0.610673	-4.1195	3.797e-05 **
Toledo:(intercept)	-1.262142	0.576247	-2.1903	0.028504 *
Dir	0.950046	0.177652	5.3478	8.903e-08 **
Prox	0.315009	0.175300	1.7970	0.072340 +
Comp	1.575644	0.108167	14.5668	< 2.2e-16 **
CoalD	2.552144	0.139785	18.2576	< 2.2e-16 **
Castañeda:ingresos	0.069754	0.154881	0.4504	0.652443
Fujimori:ingresos	0.028043	0.136734	0.2051	0.837500
Kuczynski:ingresos	0.407726	0.142497	2.8613	0.004219 **
Toledo:ingresos	0.198020	0.143112	1.3837	0.166457
Castañeda:edu	0.062832	0.116934	0.5373	0.591041
Fujimori:edu	-0.148091	0.103872	-1.4257	0.153955
Kuczynski:edu	0.256347	0.103006	2.4887	0.012822 *
Toledo:edu	0.106693	0.106091	1.0057	0.314572
Castañeda:hombre	-0.933610	0.350481	-2.6638	0.007726 **
Fujimori:hombre	-0.962248	0.317055	-3.0350	0.002406 **
Kuczynski:hombre	-0.752500	0.306399	-2.4560	0.014051 *
Toledo:hombre	-0.181776	0.327388	-0.5552	0.578736
Castañeda:habccapital	0.904338	0.360185	2.5108	0.012047 *
Fujimori:habccapital	0.619330	0.329629	1.8789	0.060262 +
Kuczynski:habccapital	0.786162	0.319620	2.4597	0.013906 *
Toledo:habccapital	0.507193	0.340799	1.4882	0.136686
Log-Likelihood: -632.66				
McFadden R ² : 0.54053				
Likelihood ratio test : chisq = 1488.5 (p.value = < 2.22e-16)				
** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05; + p valor ≤0.1. Categoría de referencia: Humala.				
El número de individuos incluidos en el modelo es de 906. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y voto. Los candidatos son Ollanta Humala (Gana Perú), Keiko Fujimori (Fuerza 2011), Alejandro Toledo (Perú Posible), Pedro Pablo Kuczynski (Gran Cambio) y Luis Castañeda (Solidaridad Nacional). Primera Vuelta.				
Los controles analizados son: edad, género (hombre), nivel de educación, sector laboral (público), ingresos del hogar, etnia (indígena), habitante de campo o ciudad (ciudad capital). Sólo han sido registradas las variables de control que resultan estadísticamente significativas en cada modelo.				

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Por otro lado, cuatro características de los electores presentan relevancia estadística en los resultados obtenidos en la prueba. Estas variables son los ingresos del hogar, el nivel de educación, el género y la residencia en una ciudad capital. De acuerdo

con ello, las mujeres en relación con los hombres y los habitantes de una ciudad capital en comparación con el resto del país votan con mayor probabilidad a los candidatos Fujimori, Kuczynski y Castañeda que al competidor Ollanta Humala. De igual modo, mayores ingresos en el hogar y mayor grado de educación en los electores están asociados a mayor probabilidad de voto a Kuczynski que al mencionado candidato de referencia.

Caso Brasil 2006.

A diferencia de las elecciones analizadas hasta este momento, los resultados de la regresión logística aplicada a la elección presidencial de Brasil 2006 no muestran ningún tipo de significación estadística en las dos variables espaciales sometidas a consideración. De acuerdo con lo reportado en la tabla 5.5, sólo la identificación partidista y la competencia son relevantes en el voto según el modelo ejecutado, en ambos casos a un nivel de $p \text{ valor} \leq 0.01$. En este sentido, tanto la percepción positiva sobre la competencia del aspirante como la proximidad a la organización política que le acompaña en su carrera electoral aumentan la probabilidad de que los electores elijan al respectivo competidor. También es importante señalar que, a pesar de que no tengan relevancia estadística alguna, las variables de la proximidad y la direccionalidad RML presentan una relación positiva respecto al comportamiento de la variable dependiente.

Desde el punto de vista de las características que sólo varían entre las opciones, tres aspectos resultan relevantes en los resultados de la regresión logística. Al igual que en la pruebas sobre la evaluación de los candidatos, la evaluación del desempeño del gobierno anterior presenta significación estadística en términos de la elección como variable dependiente. Tanto para Helena como Alckmin, aunque significativamente más en el segundo candidato, el aumento en la valoración del gobierno anterior de Lula disminuye sus probabilidades de ser votados. En este comicio, este candidato opta por su reelección. Nuevamente la evaluación retrospectiva muestra una coherencia no observada en las pruebas ejecutadas en los capítulos anteriores. Finalmente, los hombres en comparación con las mujeres muestran una mayor propensión a votar por Lula que por Alckmin y Helena; mientras que la condición de protestante aumenta la probabilidad de voto a Buarque en comparación con el mencionado candidato de referencia.

Tabla 5.5. Resultados de la regresión logística condicional aplicada a la elección presidencial de Brasil 2006.

Frequencies of alternatives:
 Lula Alckmin Buarque Helena
 0.662404 0.263427 0.023018 0.051151

Coefficients :

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
Alckmin:(intercept)	-5.05231	0.88911	-5.6825	1.328e-08 **
Buarque:(intercept)	-3.93304	1.60036	-2.4576	0.013987 *
Helena:(intercept)	-3.77317	1.22049	-3.0915	0.001991 **
Dir	0.60589	0.43218	1.4019	0.160939
Prox	0.37459	0.38146	0.9820	0.326108
Comp	2.29707	0.23898	9.6118	< 2.2e-16 **
PartyID	2.17718	0.45803	4.7533	2.001e-06 **
Alckmin:evgob	2.10023	0.38169	5.5024	3.747e-08 **
Buarque:evgob	0.80885	0.66339	1.2193	0.222748
Helena:evgob	1.16859	0.50395	2.3189	0.020402 *
Alckmin:hombre	-0.94251	0.45374	-2.0772	0.037783 *
Buarque:hombre	-0.63499	0.85464	-0.7430	0.457488
Helena:hombre	-1.23574	0.66957	-1.8456	0.064956 +
Alckmin:protestante	-0.41171	1.91347	-0.2152	0.829638
Buarque:protestante	3.67248	1.39469	2.6332	0.008459 **
Helena:protestante	1.71989	1.89356	0.9083	0.363728

Log-Likelihood: -138.25
 McFadden R²: 0.59033
 Likelihood ratio test : chisq = 398.45 (p.value = < 2.22e-16)

** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05; p valor ≤0.1. Categoría de referencia: Lula.
 El número de individuos incluidos en el modelo es de 391. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. Los candidatos son Luiz Lula (Partido dos Trabalhadores), Geraldo Alckmin (Partido da Social Democracia Brasileira), Heloisa Helena (Partido Socialismo e Liberdade) y Cristovam Buarque (Partido Democrático Trabalhista). Primera Vuelta.
 Los controles analizados son: edad, género (hombre), nivel de educación, sector laboral (público), ingresos del hogar, habitante de campo o ciudad (ciudad capital), religión (católica y protestante) y zona geográfica (Sudeste: Espírito Santo, Rio de Janeiro, Minas Gerais y Sao Paulo). Sólo han sido registradas las variables de control que resultan estadísticamente significativas en cada modelo.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Caso Brasil 2010.

La tabla 5.6 muestra los resultados de la aplicación de la regresión logística condicional a la elección presidencial de Brasil 2010. En este caso, sólo tres de las cuatro variables asociadas a las alternativas presentan significación estadística a nivel de $p \text{ valor} \leq 0.01$. El coeficiente de la teoría clásica de la proximidad espacial no muestra relevancia alguna en cuanto a elección de las opciones que conforman la variable dependiente. De hecho, su relación con el voto evidencia una orientación negativa inesperada, distinto a lo que ocurre en el resto de variables que comparten idéntica naturaleza. Dicho esto, la direccionalidad, la identificación partidista y la competencia evidencian una relación positiva respecto al voto. En este escenario, un candidato cualquiera de los que participa en esta elección que logre ser percibido como el más

competente, el más intenso o que los electores se identifiquen con la organización política que le acompaña verá incrementadas sus probabilidades de ser electo.

Tabla 5.6. Resultados de la regresión logística condicional aplicada a la elección presidencial de Brasil 2010.

Frequencies of alternatives:
Rousseff Serra Silva
0.48012 0.29750 0.22239

Coefficients :

	Estimate	Std. Error	t-value	Pr(> t)
Serra:(intercept)	-1.94274	0.50659	-3.8349	0.0001256 **
Silva:(intercept)	-1.32868	0.48903	-2.7170	0.0065878 **
Dir	0.70044	0.23193	3.0201	0.0025269 **
Prox	-0.06421	0.20274	-0.3167	0.7514653
Comp	1.85332	0.12286	15.0845	< 2.2e-16 **
PartyID	1.21854	0.17357	7.0206	2.209e-12 **
Serra:evgob	1.10246	0.26964	4.0886	4.339e-05 **
Silva:evgob	0.89797	0.26029	3.4499	0.0005609 **
Serra:traSecPu	-1.37392	0.51494	-2.6681	0.0076272 **
Silva:traSecPu	0.35816	0.38858	0.9217	0.3566784

Log-Likelihood: -372.94

McFadden R²: 0.47553

Likelihood ratio test : chisq = 676.3 (p.value = < 2.22e-16)

** p valor ≤0.01; * p valor ≤0.05. Categoría de referencia: Rousseff.

El número de individuos incluidos en el modelo es de 679. Se han incluido sólo aquellos entrevistados que responden válidamente a la pregunta sobre autoubicación ideológica, posicionamiento ideológico de los candidatos y valoración de los candidatos. Los candidatos son Dilma Rousseff (Partido dos Trabalhadores), José Serra (Partido Social Democracia Brasileira), Marina Silva (Partido Verde). Primera Vuelta.

Los controles analizados son: edad, género (hombre), nivel de educación, trabajador del sector público, ingresos del hogar, habitante de campo o ciudad (ciudad capital), religión (católica y protestante), raza (negros e indígenas), zona geográfica (Sudeste: Espírito Santo, Rio de Janeiro, Minas Gerais y Sao Paulo) y próximo a la coalición de partidos (Rousseff: PT, PMDB, PC do B, PRB, PDT, PTN, PSC, PR, PTC, PPSB; Serra: PSDB, PTB, PPS, DEM, PMN, PT do B). Sólo han sido registradas las variables de control que resultan estadísticamente significativas en cada modelo.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de CSES (2013).

Por otro lado, al igual que ocurre en la reelección del candidato Lula anteriormente analizada, la evaluación del desempeño del gobierno anterior influye en el resultado electoral de este comicio. Así las cosas, la valoración positiva de la anterior gestión mejora las probabilidades de voto de la candidata de Rousseff respecto al resto de competidores que participaron en esta elección bajo examen. De igual modo, la condición de trabajador del sector público evidencia una asociación positiva y significativa a nivel estadístico con la probabilidad de voto a esta candidata en relación con el aspirante Serra.

ANÁLISIS COMPARADO DE LAS PROBABILIDADES Y CONCLUSIONES

PARCIALES

Tomando como referencia el trabajo de Iversen (1994, pp. 65, 68), el gráfico 5.1 muestra los incrementos que se producen en la probabilidad (en porcentajes) de voto a

un candidato partiendo del efecto que de forma aislada genera cada una de las variables asociadas a las alternativas y que han sido incluidas en los modelos descritos con antelación. Estas variables son la direccionalidad RML, la proximidad espacial, la percepción sobre la competencia del candidato y la cercanía con la organización política del competidor. También han sido consideradas de forma separada la combinación de los factores no espaciales y la evaluación de los modelos mixtos.

Para la ejecución de esta labor, se ha empleado la fórmula 5.1 descrita al inicio de este capítulo. Ello ha permitido determinar la influencia que tiene cada una de las variables asociadas a las opciones en la probabilidad de que un individuo vote a un determinado candidato cuando el modelo logístico adopta un conjunto de valores específicos⁵⁵. Tomando en cuenta esta posibilidad, se ha hecho uso de los coeficientes reportados en las regresiones de las elecciones descritas con anterioridad, eligiendo el valor 1 para la variable independiente cuya probabilidad se intenta determinar y 0 para el resto de condiciones de las alternativas, mientras se mantienen constantes las características que no varían entre los individuos. Luego, se estableció la diferencia entre la probabilidad obtenida y el resultado de un modelo base donde sólo las variables multinomiales mantienen su influencia en el resultado de dicha ecuación.

Como se observa en el gráfico 5.1, en términos descriptivos la probabilidad de voto a un candidato se incrementa entre un 11% (Uruguay 2009) y un 38% (México 2006) si se posiciona como el más intenso de los competidores, mientras que, excluyendo el caso de Brasil 2010, esa probabilidad aumenta entre un 5% (Perú 2011) y un 23% (Uruguay 2009) si erige como el más próximo. Por otro lado, un aspirante que logre ser percibido como el más competente puede mejorar la probabilidad de ser apoyado por los electores entre un 7% (México 2006) y un 48% (Chile 2009), en tanto que la cercanía de los votantes con su organización política (coalición en el caso de Perú 2011) puede incrementar su probabilidad de ser elegido entre un 22% (Chile 2009) y un 56% (Perú 2011).

En cuanto a la combinación de efectos y los modelos mixtos, se observa que la probabilidad de ser votado aumenta entre un 15% (Brasil 2010) y un 53% (México 2006) si el candidato es, a la vez, el más intenso y el más próximo, mientras que tal incremento

⁵⁵ Esta tarea se ha llevado a cabo teniendo como orientación el trabajo de Liao (1994, p. 65).

puede verificarse entre un 37% (Brasil 2006) y un 74% (Perú 2011) si los electores se declaran cercanos a su organización política a la par que le identifican como el más competente entre los competidores políticos. Dicho esto, es importante destacar que los resultados mostrados no presentan un patrón común entre las distintas elecciones analizadas. De hecho, las relaciones entre las distintos predictores presentan importantes matices cuyo abordaje resulta ineludible para un buen desarrollo de este análisis.

La primera comparación necesaria tiene que ver con el efecto sobre el voto de ambas teorías de utilidad espacial. En el marco de esta relación, la principal observación versa sobre el hecho de que no todas las variables espaciales presentan significación estadística a nivel de $p \text{ valor} \leq 0.1$. Específicamente, la direccionalidad RML en las elecciones uruguayas de 2009, la proximidad en los comicios de Brasil 2010 y ambas formulaciones espaciales en el caso de Brasil 2006 no superan el umbral de confianza en los predictores que permita evitar incurrir en errores de interpretación.

En este sentido, el caso de Uruguay 2009 llama especialmente la atención debido a que el cambio de la variable dependiente (de evaluación a voto) ha acarreado también una alteración de la relación entre las formulaciones espaciales comentada en los capítulos anteriores. De hecho, este es el único caso de esta investigación donde la proximidad supera a una variable de direccionalidad RML que, además, carece de relevancia estadística. Sin embargo, adoptando como cierta la coherencia racional entre la evaluación de los aspirantes y la decisión electoral, este resultado puede tener una explicación en el funcionamiento de la prueba, en la lógica de la competencia electoral de este país y en la distribución espacial de los candidatos.

En sus trabajos, Iversen (1994, p. 64) y Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (1998, p. 661; 2001, p. 484) insisten en la necesidad de que las posiciones de los partidos permitan al elector distinguir claramente sus diferencias en los temas sobre los cuales los votantes adoptan su decisión electoral. Esta condición difícilmente se cumple en el caso de los candidatos que participan en esta elección presidencial. En el caso de Uruguay, tal y como se desprende de las investigaciones de Moreira (2006, p. 50) y Selios y Vairo (2012, p. 211), las posiciones de los partidos obedecen a una lógica histórica de polarización ideológica donde el elemento partidista está bastante presente. Esa lógica se manifiesta en una representación espacial que consta de dos competidores, Mujica y

Rodríguez, ubicado en el segmento de la izquierda y dos aspirantes, Lacalle y Bordaberry, localizados a la derecha del punto neutro. Allí, en el medio de la dimensión se encuentra el aspirante Mieres (ver gráfico 2.3). Precisamente, esa disposición de los candidatos podría estar afectando de forma negativa el desempeño de la teoría direccional RML.

Siguiendo lo expuesto por Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (2001, p. 484), paradójicamente la optimización de las posiciones de estos candidatos en zonas cercanas a los límites de aceptabilidad podría dejar la supremacía de la proximidad dependiendo de la influencia de los factores no espaciales que estarían asociados a los candidatos más próximos al centro dimensional. También destacan que esta consecuencia matemática se produce únicamente en las pruebas estadísticas basadas en diferencias de utilidades como lo son, indudablemente, las regresiones logísticas utilizadas para la determinación de la probabilidad de voto. Tomando estos aspectos en consideración, un análisis de las frecuencias de las variables espaciales muestra que la respuesta al predominio de la proximidad en Uruguay se encuentra en la izquierda de la dimensión ideológica.

Por un lado, se observa que en un 40% de los votantes Mujica resulta ser el candidato más próximo, mientras que sólo en un 26% de los electores representa el competidor más direccional. Por otro lado, Rodríguez se erige como el candidato intenso en un 21% de los entrevistados, en tanto que en sólo un 5% resulta el más cercano en términos espaciales. Así las cosas, dado que se trata de factores excluyentes (diferencias), la supremacía que exhibe la teoría clásica en la predicción del voto en esta elección se encuentra principalmente en aquellos votantes en los cuales, siendo el Mujica el candidato más próximo, Rodríguez constituye el candidato más direccional. Esa centralidad que presenta Mujica en estos electores pone de relieve el peso del componente partidista en la intención de voto, aspecto que es consistente con los resultados expuestos en la tabla 4.9 sobre su valoración. En ella, la proximidad al Frente Amplio constituye la variable con mayor peso en dicha variable dependiente.

Todo lo expuesto sobre este caso es plenamente consistente con el hecho de que Mujica es el candidato más votado en esta elección, Uruguay tiene una distribución de votantes con una media ubicada en el segmento de la izquierda y con el tipo de relaciones entre los factores espaciales y no espaciales descrita en el capítulo anterior

para el electorado de esta ideología política. Así, tal y como señalan Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (2001, p. 487), a pesar de que la evaluación pueda estar guiada por los términos que establece la teoría direccional, las evaluaciones empíricas donde la variable dependiente es la elección perjudican el desempeño de esta teoría y, en ciertos casos, pueden favorecer la teoría clásica del voto.

Volviendo a los resultados del gráfico 5.1 y a las variables espaciales que carecen de significación estadística en las regresiones logísticas, el caso de Brasil 2006 parece estar más relacionado con la inclusión en la pruebas de los factores no espaciales que con la comparación del desempeño de ambas teorías. No sólo se trata de la inclusión de la competencia y la identificación partidista, también la incorporación de la evaluación del desempeño del gobierno anterior resulta determinante en los resultados de esta prueba. Cuando esas variables son excluidas, tanto la direccionalidad RML y como la proximidad espacial adquieren significación estadística a nivel de $p \text{ valor} \leq 0.05$, lo cual, viene acompañado además de una disminución del logaritmo de la probabilidad que pasa de -138.25 a -292.38 . Distinto ocurre en el caso de la elección presidencial de 2010 donde la variable de la proximidad, a pesar de que se produce un cambio en la orientación del signo que le acompaña, no adquiere niveles significativos de confianza⁵⁶. En términos espaciales, sólo la direccionalidad RML explica la probabilidad de voto en esta elección presidencial brasileña. En el resto de los casos considerados, Chile 2009, México 2006 y Perú 2011, la proximidad presenta significación estadística pero con un desempeño inferior a la intensidad sobre dicha variable dependiente.

La segunda comparación necesaria tiene que ver con el efecto sobre el voto de las variables no espaciales asociadas a las alternativas. Los resultados del gráfico 5.1 reflejan que la identificación partidista supera a la competencia en los casos de México 2006, Uruguay 2009 y Perú 2011, mientras que ocurre lo contrario en las elecciones de Chile 2009, Brasil 2006 y Brasil 2010. Si se toma en cuenta el promedio del grado de simpatía que los ciudadanos expresan respecto a los partidos políticos de las encuestas LAPOP en los años 2008, 2010 y 2012, el único caso que parece estar fuera de lugar es la elección de Perú. Los países México (puesto 8/17) y Uruguay (puesto 2/17) se encuentran sobre la media de la región, mientras que Brasil (12/17) y Chile (17/17) por

⁵⁶ En este caso, el logaritmo de la probabilidad pasa de -372.94 en el modelo que incluye todas las variables a -628.43 en la regresión que sólo contempla las variables espaciales.

debajo de este indicador. Sin embargo, Perú (15/17) se posiciona a tres puestos sobre la posición con peor valoración sobre estas organizaciones políticas. En este sentido, el análisis llevado a cabo en el capítulo anterior desde el punto de vista comparado vuelve a ser pertinente.

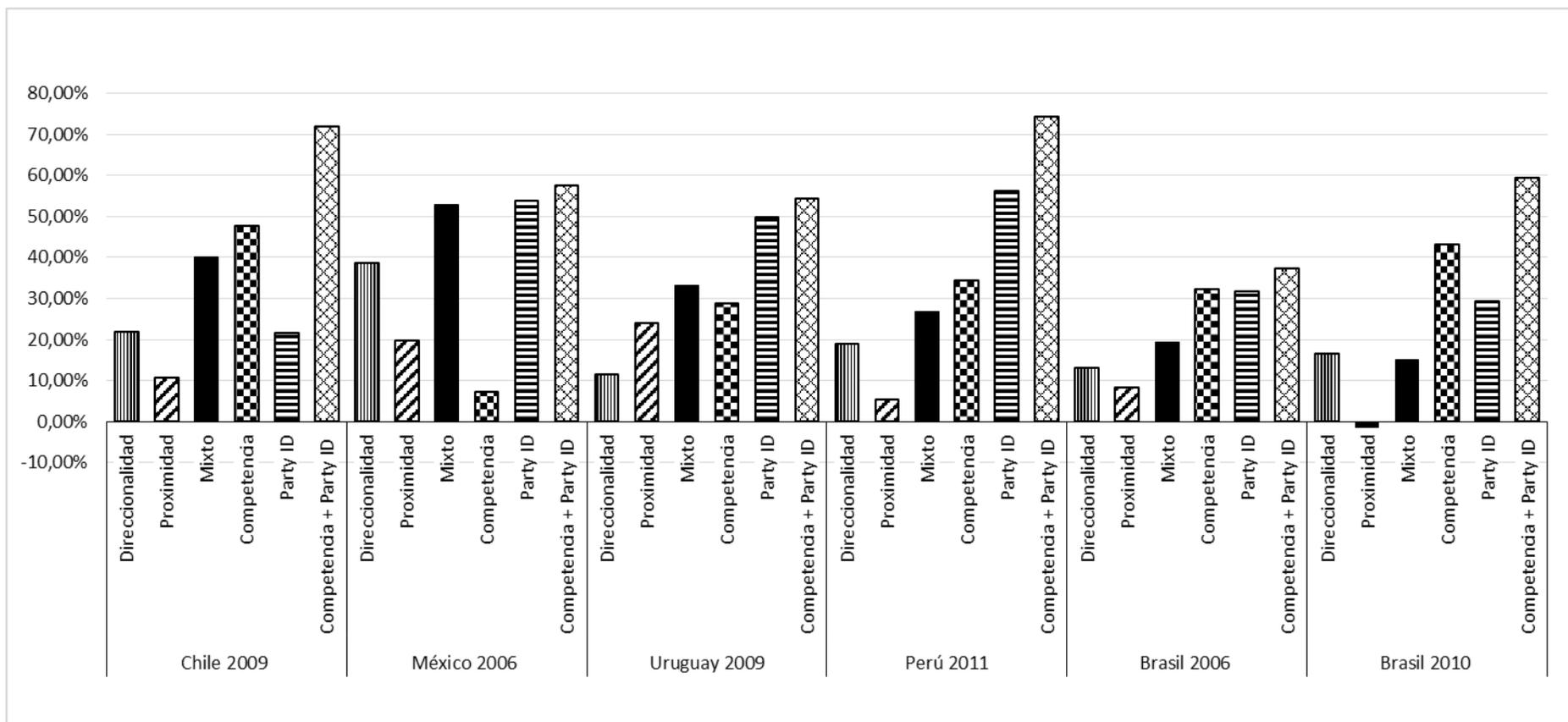
Tal y como se expresó entonces, Perú carece de un sistema de partidos consolidado (Levitsky y Cameron, 2003, p. 6; Tanaka, 2011, pp. 75-76; Dargent y Muñoz, 2012, pp. 254-258) y, por lo tanto, la variable sobre la identificación partidista está construida sobre las coaliciones que se aglutinan en torno a los candidatos. En ellas, el peso del líder como elemento decisivo en la unión de las organizaciones políticas que le acompañan resulta indiscutible. Por esta razón, el aumento de la probabilidad de voto a un candidato producto de la cercanía a las coaliciones que se observa en los resultados expuestos en el gráfico 5.1 puede estar más asociado a una extensión de ese personalismo que a otro tipo de procesos más complejos de socialización política.

Finalmente, la última comparación necesaria tiene que ver con el efecto sobre la probabilidad de voto de las combinaciones de variables espaciales y no espaciales asociadas a las alternativas. Sobre este aspecto existe mayor uniformidad en cuanto al efecto de los predictores. Claramente, en todas las elecciones, la combinación de factores aumenta las probabilidades de apoyo electoral a los candidatos por encima de los incrementos que estos producen de manera aislada. La excepción la constituye la elección presidencial de Brasil 2010 donde sólo la variable direccional presenta significación estadística. Teniendo ello en consideración, el modelo mixto produce un incremento superior al efecto de la direccionalidad RML (o al menos igual en la excepción señalada) y la proximidad en todas las elecciones analizadas.

Lo mismo ocurre en relación a los factores no espaciales que depende de las alternativas. Tal y como se observa en el gráfico 5.1, la competencia y la cercanía a la organización política del candidato está asociado a aumentos de la probabilidad de ser votado superiores al efecto de estas condiciones consideradas por separado. De hecho, esta combinación es la que mayor incremento de la probabilidad electoral genera en todos los sistemas políticos considerados. Un último matiz: mientras que en Perú 2011, Brasil 2006 y Brasil 2010, los factores no espaciales generan mayores incrementos de probabilidad de voto que las variables puras y combinadas que representan las teorías de utilidad espacial, en el resto de los casos el efecto es variado. En Uruguay 2009, el

modelo mixto supera el efecto de la competencia y, en México 2006 y Chile 2009, la direccionalidad RML pura y su efecto combinado con la proximidad producen un mayor incremento de la probabilidad que la competencia y la identificación partidista respectivamente.

Gráfico 5.1. Efecto de las variables asociadas a las alternativas en la probabilidad de voto a los candidatos latinoamericanos.



Nota: Todos los porcentajes mostrados reflejan la probabilidad de cada una de las variables y sus combinaciones en comparación con una situación donde se ha anulado la direccionalidad, la proximidad, la percepción de competencia y la identificación partidista.

Fuente: Elaboración propia.

CONCLUSIONES

La realización de esta investigación ha estado motivada por un doble objetivo. *Por un lado, se ha intentado determinar el potencial explicativo de estos modelos respecto al voto y la competición electoral en seis elecciones presidenciales de países de América Latina y, por el otro, se ha procurado llevar a cabo la evaluación empírica de la teoría direccional y la teoría de la proximidad en esta región.* El cumplimiento del segundo objetivo depende, claramente, de las labores ejecutadas para la consecución del primero de ellos. En este sentido, responder a la pregunta sobre si los latinoamericanos evalúan y votan tomando en cuenta la proximidad o la direccionalidad es lo que ha guiado la labor de investigación plasmada en estas páginas.

El primer acercamiento a ese potencial explicativo de las teorías espaciales en las elecciones analizadas fue la exploración de los datos a partir de las curvas de utilidad según las posiciones fijas de los votantes en la dimensión ideológica y las curvas de apoyo a los candidatos. En ello, se observaron dificultades importantes para llevar a cabo una discriminación entre el desempeño de ambos esquemas teóricos. De hecho, materialmente sólo en la mitad de los candidatos, 13 de 26, fue posible establecer una diferenciación aproximada del tipo de modelo que predomina en su relación con el electorado. Un poco mejor fue el resultado obtenido en la exploración de los gráficos de utilidad según la posición fija de los votantes. En este caso, de los 54 gráficos útiles para llevar a cabo tal distinción (correspondientes a 4 posiciones de la izquierda, 4 ubicaciones de la derecha y la posición neutra), aproximadamente dos tercios de las representaciones (35) mostraron patrones característicos de algunas de las teorías en contraste.

Sin embargo, tomando en cuenta la dificultad que implica la discriminación visual de los modelos, el hallazgo más importante de la exploración de estos gráficos no estuvo en la cantidad de curvas que mostraron un comportamiento como una u otra teoría. Ese descubrimiento estuvo en la orientación ideológica del elector o el candidato asociada a cada uno de ellas. En ese sentido, de las 48 representaciones correspondientes a las 8 posiciones válidas para la distinción entre los votantes de la izquierda (puntos de 1 a 4 de la dimensión) y de la derecha (puntos de 6 a 9 de la dimensión) en cada elección analizada, 30 mostraron patrones congruentes con algunos de los modelos estudiados.

De esos 30 gráficos, todos los modelos direccionales RML, un total de 12, correspondieron a posiciones de electores que se autoubican en la derecha ideológica. Algo muy similar, pero a la inversa, se observó respecto a la teoría clásica de la proximidad. En dicho caso, 11 gráficos de votantes que se posicionan en la izquierda política presentaron un comportamiento ajustado a las predicciones de este modelo, mientras que sólo 1 (una) representación de los electores de la derecha mostró ese patrón. En cuanto a la manifestación de los modelos mixtos, la tendencia fue similar a la de los modelos direccionales RML. En ese sentido, sólo 1 (un) gráfico con características de combinación de teorías se presentó en electores de la izquierda, mientras que 5 representaciones de este tipo correspondieron a votantes de la derecha ideológica.

Un patrón similar también pudo ser constatado en las curvas de apoyo a los candidatos de las elecciones estudiadas. De los 13 candidatos que presentaron curvas congruentes con algún patrón de las teorías de utilidad del voto, 10 correspondieron a candidatos de la derecha y 3 a candidatos de la izquierda. En este caso, sólo la curva de un candidato de la izquierda mostró similitudes con la descripción ofrecida por la teoría clásica de la proximidad.

Estos resultados llevaron a concluir que la derecha latinoamericana parecía comportarse de forma direccional o según una formulación mixta, mientras que la izquierda parecía actuar conforme a la teoría de la proximidad o sin patrón espacial definido. En este último caso, la exploración de otro tipo de factores no espaciales se presentaba como la mejor alternativa. Por otro lado, los resultados de las pruebas U de Mann-Whitney, con la excepción del caso de la elección presidencial de Chile 2009, también mostraron que los rangos medios de las valoraciones de los votantes de la derecha eran superiores a los rangos medios de las evaluaciones de los electores de la izquierda. También se pudo constatar que los patrones de excentricidad se presentaban en la derecha cuando existían comportamientos direccionales RML o mixtos bien definidos. Estos resultados condujeron a pensar que la diferencia estadísticamente significativa observada entre la evaluación de los votantes de izquierda y derecha parecía estar asociada al potencial descriptivo, explicativo y predictivo que presentaron los modelos respecto a un grupo de ellos y que carecían respecto al otro.

Teniendo en cuenta estos hallazgos, se procedió a realizar la discriminación entre las teorías espaciales mediante el uso de métodos analíticos. Para ello, tomando en cuenta que los resultados de este tipo de pruebas están condicionados por los supuestos empleados en la operacionalización de las variables (Lewis y King, 1999, pp. 22, 31), se optó por la evaluación de ocho modelos formales construidos a partir de todas las posibles combinaciones de los mismos. Los resultados obtenidos reflejaron que la teoría de la direccionalidad RML superaba ampliamente a la teoría clásica del voto en todos los comicios analizados. De hecho, sólo en 2 regresiones de un total de 48 pruebas ejecutadas se obtuvieron resultados válidos a favor de la proximidad.

A partir de este hallazgo, se pudo determinar que en los casos analizados parece no existir una relación entre el tipo de supuesto incluido en los modelos y los resultados obtenidos en las pruebas estadísticas. Siendo así, la direccionalidad RML constituyó en estas pruebas el paradigma más representativo en los casos analizados. Sin embargo, estas pruebas presentaron dos tipos de problemas metodológicos: colinealidad en algunas combinaciones de supuestos y disminuciones importantes de los coeficientes de determinación cuando el posicionamiento medio de los candidatos era utilizado para la definición de la distancia y los productos escalares (con respecto al aumento de los errores estándar). Tampoco permitían una operacionalización de los límites de aceptabilidad en los términos expuestos por Iversen (1994, p. 49) como un atributo de cada votante.

Por esta razón, se procedió a una segunda evaluación de las teorías a partir de modelos mixtos RML empleando el posicionamiento idiosincrático de los electores en la operacionalización de las variables, adicionando un efecto fijo para la identificación de cada candidato e incluyendo controles sociodemográficos de los votantes. También se empleó el modelo general de Lewis y King (1999, p.25) con la finalidad de llevar a cabo una evaluación más detallada del comportamiento de los diversos componentes de la distancia euclidiana dentro de la regresión. Los resultados fueron similares en ambas estrategias combinatorias. Así, todas las pruebas que incluyeron las variables mencionadas mostraron el mismo comportamiento en las seis elecciones analizadas: importancia de ambos esquemas teóricos dentro de la combinación pero con predominio del componente asociado a los productos escalares.

La conjunción de ambos resultados generó una conclusión similar a la observada en el análisis de las curvas de apoyo a los candidatos y de utilidad de los votantes. Por un lado, era evidente el predominio de la teoría de la direccionalidad RML y, por otro lado, los esquemas mixtos habían rescatado la importancia de la teoría de clásica de la proximidad. Ahora bien, el conjunto de la evidencia empírica recogida junto a las advertencias teóricas de Morris y Rabinowitz (1997, p. 76) generaron dudas sobre si los resultados obtenidos obedecían a la presencia de una falacia ecológica.

Kropko (2012, p. 4) señala que a pesar de que tanto los modelos mixtos como los esquemas puros generan respuestas válidas a nivel de toda la muestra, los resultados combinatorios también se pueden verificar de forma plausible si algunos electores evalúan de manera direccional y otros lo hacen bajo el criterio de la proximidad. La materialización de esta posibilidad ofrecía una explicación a las diferencias observadas entre las curvas de utilidad de los votantes de derecha y las curvas de utilidad de los electores de izquierda comentadas. También era congruente con los resultados obtenidos en el conjunto de regresiones a nivel sistémico.

Ante tal disyuntiva se procedió a ejecutar dos tipos de pruebas adicionales segmentando el electorado conforme a dos criterios. Por un lado, se dispuso la realización de pruebas mixtas controlando por la identificación ideológica de los individuos. De esta manera se pretendía establecer con claridad si existía alguna diferencia en cuanto a la forma de evaluación de los candidatos entre los electores de izquierda y los votantes de derecha. Por otro lado, siguiendo la tradición de los estudios por partidos iniciada por Rabinowitz y Macdonald (1989), se procedió a una segunda forma de evaluación empírica de las teorías controlando por los candidatos. Esto, a su vez, permitió la inclusión de variables no espaciales relevantes en los estudios de la región: la proximidad al partido, la percepción de competencia respecto al candidato y la evaluación del desempeño del gobierno saliente.

Los resultados obtenidos permitieron alcanzar una conclusión general en respuesta al primer objetivo planteado en esta tesis doctoral: *siempre que se trate de la evaluación de los candidatos, es posible afirmar que en las elecciones latinoamericanas examinadas, el paradigma de la direccionalidad RML y las variables no espaciales constituyen factores con un potencial explicativo superior al que presenta la teoría clásica de la proximidad*. De acuerdo con ello, el componente de los productos escalares

es fundamental en la evaluación electoral de los votantes de derecha, la identificación partidista y el liderazgo son determinantes en las valoraciones de los electores de izquierda, mientras que la longitud presenta un desempeño condicionado en ambos segmentos del electorado. Este escenario surge como consecuencia de dos lógicas de interacción entre los componentes de la distancia euclidiana y los factores no espaciales analizados. Por un lado, la relación entre los coeficientes asociados a los productos escalares y las variables de la proximidad al partido/coalición y la competencia de los candidatos es de complementariedad o, bien, de independencia. Por otro lado, la relación entre el componente longitud de la distancia euclidiana y los referidos factores no espaciales es claramente de subsidiariedad. La interacción de ambas lógicas determina que la teoría de proximidad sólo presenta un buen desempeño en aquellos candidatos de izquierda y centro donde las variables no espaciales señaladas o la direccionalidad RML ofrecen una explicación limitada sobre la varianza de la utilidad en los electorados estudiados.

Hasta este punto, todos los análisis realizados estuvieron enmarcados en modelos que compartían dos características. Por un lado, consistían en formulaciones donde la variable dependiente está construida a partir de la evaluación de todos los competidores y no concretamente en la elección de un solo candidato. Por otro lado, están basados en la existencia de asociaciones deterministas entre las variables. Tomando en cuenta estos dos aspectos, se procedió a la exploración directa del voto mediante la ejecución de modelos logísticos condicionados (McFaddens, 1974).

Los resultados obtenidos generan un único cambio en el desempeño empírico de los modelos espaciales analizados. Esta alteración se observa en el caso de Uruguay 2009. Sin embargo, el análisis de tal alteración coincide con una importante advertencia de Macdonald, Rabinowitz y Listhaug (2001, p. 484) acerca de la vulnerabilidad de la teoría direccional frente al paradigma direccional cuando el producto escalar es sometido a pruebas basadas en diferencias de utilidades. Esta debilidad no sólo está asociada a la estructura matemática de la prueba sino que también se manifiesta en su relación con la lógica de los modelos espaciales. Teniendo esta advertencia en cuenta, los resultados obtenidos son bastante consistentes con los observados en las pruebas que intentan explicar la variable dependiente de la evaluación. Esto refuerza la conclusión general respecto al primer objetivo de esta investigación en dos aspectos.

Por un lado, el peso de los factores espaciales es importante en la elección de un candidato cualquiera por parte de los electores estudiados y, por el otro, ser el candidato más direccional, con la excepción de lo que ocurre en el caso de Uruguay 2009, representa mayores probabilidades de ser elegido que ser el más próximo.

En cuanto al objetivo comparado de esta investigación, luego del análisis de estos resultados, resulta evidente que la contribución más importante que parte desde la realidad de los países latinoamericanos al debate entre las teorías está en que, a pesar de las diferencias observadas entre los países en relación al grado de institucionalización, estabilidad y arraigo programático del sistema de partidos, al número efectivo de partidos legislativos y el grado de simpatía de los ciudadanos respecto a las organizaciones políticas, el resultado de la evaluación empírica de la teoría de la direccionalidad y la proximidad, muestra un patrón bastante similar en todos los casos analizados. Esto apunta claramente a una desvinculación entre los factores sistémicos analizados y la forma de evaluación o elección de los votantes latinoamericanos. Sin embargo, si se considera que los factores no espaciales analizados están estrechamente vinculados con los atributos del sistema político, la relación descrita en los votantes de la izquierda podría ser un importante punto de partida para próximas investigaciones que puedan ofrecer una conclusión más definitiva.

Por último, de los resultados obtenidos surgen, fundamentalmente, dos propuestas para futuras investigaciones. La primera de ellas, en línea con los resultados de la estrategia comparada llevada a cabo, consiste en continuar la exploración entre los factores espaciales y no espaciales. Dada sus particularidades, los países de América Latina ofrecen una oportunidad única para la exploración de las relaciones entre el liderazgo y las teorías de utilidad espacial. Quizás, esta variable constituya para la región, lo que la identificación partidista representa para las democracias parlamentarias europeas. En ello, la incorporación de la redefinición de los vínculos entre los líderes y sus electorados y su diferenciación respecto a las relaciones con los partidos políticos representan un importante desafío para los académicos que pretender proseguir esta línea de investigación. La segunda propuesta consiste en continuar el estudio competitivo de las teorías espaciales pero, esta vez, a nivel individual. La falacia ecológica detectada en esta investigación debe alertar sobre el cuidado con el que deben ser interpretados los resultados de las formulaciones mixtas. No es sino a nivel

de los individuos, tal y como lo hace el trabajo de Kropko (2012), donde finalmente se puede establecer con mayor certeza la manera como los individuos llevan a cabo su evaluación electoral.

APÉNDICE 3.1.

La tabla A muestra para cada elección analizada la correlación entre las variables independientes (distancia y el producto escalar) y los resultados de las pruebas de colinealidad en los modelos de regresión según los distintos supuestos metodológicos y teóricos expuestos en el capítulo III.

Tabla A. Correlación entre las variables independientes y resultados de las pruebas de colinealidad en los modelos de regresión según los distintos supuestos metodológicos y teóricos.

CHILE 2009				
	Ubicación individual de partidos		Media de la ubicación de los partidos	
	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²
Intrapersonal				
<i>Pearson</i> entre variables independientes	.100	.898	.134	.899
<i>Rho de Spearman</i> entre variables independientes	.169	.766	.362	.715
Tolerancia	.990	.193	.982	.191
VIF	1.010	5.181	1.018	5.225
Interpersonal				
<i>Pearson</i> entre variables independientes	.113	.813	.135	.792
Tolerancia	.987	.338	.982	.373
VIF	1.013	2.955	1.019	2.679
MÉXICO 2006				
	Ubicación individual de partidos		Media de la ubicación de los partidos	
	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²
Intrapersonal				
<i>Pearson</i> entre variables independientes	.534	.963	.562	.988
<i>Rho de Spearman</i> entre variables independientes	.523	.886	.548	.661
Tolerancia	.714	.073	.684	.023
VIF	1.400	13.721	1.461	43.125
Interpersonal				
<i>Pearson</i> entre variables independientes	.425	.887	.320	.650
Tolerancia	.819	.214	.897	.578
VIF	1.221	4.679	1.114	1.730
URUGUAY 2009				
	Ubicación individual de partidos		Media de la ubicación de los partidos	
	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²	Distancia <i>City Block</i>	Distancia Euclidiana ²
Intrapersonal				
<i>Pearson</i> entre variables independientes	-.228	.951	-.218	.979
<i>Rho de Spearman</i> entre variables independientes	-.276	.858	-.317	.809
Tolerancia	.948	.096	.952	.042

VIF	1.055	10.389	1.050	23.709
Interpersonal				
<i>Pearson</i> entre variables independientes	-.197	.864	-.192	.839
Tolerancia	.961	.253	.963	.297
VIF	1.040	3.947	1.038	3.369
PERÚ 2011				
	Ubicación individual de partidos		Media de la ubicación de los partidos	
	Distancia City Block	Distancia Euclidiana²	Distancia City Block	Distancia Euclidiana²
Intrapersonal				
<i>Pearson</i> entre variables independientes	.401	.926	.346	.984
<i>Rho de Spearman</i> entre variables independientes	.132	.717	-.365	.314
Tolerancia	.840	.142	.880	.031
VIF	1.191	7.052	1.136	31.839
Interpersonal				
<i>Pearson</i> entre variables independientes	.117	.800	-.173	.574
Tolerancia	.969	.361	.970	.671
VIF	1.032	2.773	1.031	1.491
BRASIL 2006				
	Ubicación individual de partidos		Media de la ubicación de los partidos	
	Distancia City Block	Distancia Euclidiana²	Distancia City Block	Distancia Euclidiana²
Intrapersonal				
<i>Pearson</i> entre variables independientes	.264	.945	.332	.989
<i>Rho de Spearman</i> entre variables independientes	.358	.776	.537	.548
Tolerancia	.930	.106	.890	.022
VIF	1.075	9.412	1.124	44.554
Interpersonal				
<i>Pearson</i> entre variables independientes	.291	.825	.473	.636
Tolerancia	.915	.319	.777	.595
VIF	1.092	3.138	1.288	1.680
BRASIL 2010				
	Ubicación individual de partidos		Media de la ubicación de los partidos	
	Distancia City Block	Distancia Euclidiana²	Distancia City Block	Distancia Euclidiana²
Intrapersonal				
<i>Pearson</i> entre variables independientes	.392	.965	.418	.980
<i>Rho de Spearman</i> entre variables independientes	.255	.844	-.352	.182
Tolerancia	.847	.069	.826	.039
VIF	1.181	14.446	1.211	25.591
Interpersonal				
<i>Pearson</i> entre variables independientes	.252	.832	-.522	.249
Tolerancia	.936	.307	.728	.938

VIF	1.068	3.257	1.374	1.066
Nota: Las variables independientes son la distancia y el producto escalar construidas según los supuestos metodológicos de cada modelo. La correlación no paramétrica <i>Rho</i> de <i>Spearman</i> sólo aplica intrapersonalidad. Todos los resultados tienen p valor ≤ 0.01 .				

BIBLIOGRAFIA

- Aarts, K. y Aardal, B. (2011). Patterns of Party Evaluations. In B. Denters, M. Rosema y K. Aarts (Eds.), *How Democracy Works: Political Representation and Policy Congruence in Modern Societies* (p. 293). Amsterdam: Amsterdam University Press.
- Abramon, P. R., Aldrich, J. H. y Rohde, D. W. (1995). *Change and Continuity in the 1992 Elections*. Washington: CQ Press.
- Achen, C. H. (2005). Let's put garbage-can regressions and garbage-can probits where they belong. *Conflict Management and Peace Science*, 22(4), 327-339.
- Achen C. H. y Bartels, L. M. (2006). It feels like we're thinking: The rationalizing voter and electoral democracy. Annual Meeting of the American Political Science Association, Philadelphia.
- Adams, J. (1999). Policy divergence in multicandidate probabilistic spatial voting. *Public Choice*, 100(1-2), 103-122.
- Adams, J., Bishin, B. G. y Dow, J. K. (2004). Representation in congressional campaigns: Evidence for discounting/directional voting in US Senate elections. *Journal of Politics*, 66(2), 348-373.
- Adams, J. y Merrill, S. (2000). Spatial models of candidate competition and the 1988 French presidential election: Are presidential candidates vote-maximizers? *The Journal of Politics*, 62(03), 729-756.
- Adams, J., Merrill, S. y Grofman, B. (2005). *A unified theory of party competition: a cross-national analysis integrating spatial and behavioral factors*. New York: Cambridge University Press.

- Alcántara, M. (2008). La escalada de la izquierda. La ubicación ideológica de presidentes y partidos de izquierda en América Latina. *Nueva Sociedad, septiembre-octubre* (217), 72-85.
- Alcántara Sáez, M. y Luna, J. P. (2004). Ideología y competencia partidaria en dos post-transiciones: Chile y Uruguay en perspectiva comparada. *Revista de ciencia política (Santiago)*, 24(1), 128-168.
- Alcántara, M. y Rivas, C. (2007). Las dimensiones de la polarización partidista en América Latina. *Política y gobierno*, 14(2), 349-390.
- Aldrich, J. H. y McKelvey, R. D. (1977). A Method of Scaling with Applications to the 1968 and 1972 Presidential Elections. *American Political Science Review*, 71(1), 111-130.
- Altman, D. y Luna, J. (2015). ¿Partidos hidropónicos en un sistema de partidos muy institucionalizado? El caso de Chile. En M. Torcal (Ed.), *Sistemas de partidos en América Latina*. Barcelona: Anthropos Editorial.
- Alvarez, R. M. y Nagler, J. (1995). Economics, issues and the Perot candidacy: voter choice in the 1992 presidential election. *American Journal of Political Science*, 714-744.
- Alvarez, R. M. y Nagler, J. (1998). When politics and models collide: Estimating models of multiparty elections. *American Journal of Political Science*, 55-96.
- Alvarez, R. M. y Nagler, J. (2000). A new approach for modelling strategic voting in multiparty elections. *British Journal of Political Science*, 30(01), 57-75.
- Ames, B., Machado, F. V., Rennó, L., Samuels, D., Smith, A. E. y Zucco, C. (2013). The Brazilian electoral panel studies (Beps): Brazilian public opinion in the 2010

presidential elections (D. o. R. a. C. Economist, Trans.) (p. 55): Inter-American Development Bank.

Astudillo, J. y Rodon, T. (2013). El comportamiento electoral del votante en la mediana y las «paradojas» de la competición política española/The Electoral Behaviour of the Median Voter and the 'Paradoxes' of Spanish Political Competition. *Reis*, 3-21.

Bakker, R., De Vries, C., Edwards, E., Hooghe, L., Jolly, S., Marks, G. et al. (2015). Measuring party positions in Europe The Chapel Hill expert survey trend file, 1999–2010. *Party Politics*, 21(1), 143-152.

Banks, J. S. y Duggan, J. (2005). Probabilistic voting in the spatial model of elections: The theory of office-motivated candidates *Social choice and strategic decisions* (pp. 15-56): Springer.

Beltrán, U. (2009). Ideología y polarización en la elección de 2006. *Política y gobierno*, 16(1b).

Benoit, K. y Laver, M. (2007). Estimating party policy positions: Comparing expert surveys and hand-coded content analysis. *Electoral Studies*, 26(1), 90-107.

Berelson, B. R., Lazarsfeld, P. F. y McPhee, W. N. (1954). *Voting: A study of opinion formation in a presidential election*. Chicago: Univ. of Chicago Press.

Black, D. (1958). *The theory of committees and elections*. Cambridge: Cambridge University Press.

Blais, A., Nadeau, R., Gidengil, E. y Nevitte, N. (2001). The formation of party preferences: Testing the proximity and directional models. *European Journal of Political Research*, 40(1), 81-91.

- Bonilla, C. A., Carlin, R. E., Love, G. J. y Méndez, E. S. (2011). Social or political cleavages? A spatial analysis of the party system in post-authoritarian Chile. *Public Choice*, 146(1-2), 9-21.
- Boscán, G. (2010). La modelización formal en la ciencia política: Usos, posibilidades y limitaciones. *Política y gobierno*, 17(1), 127-167.
- Brians, C. L. y Greene, S. (2004). Elections: Voter Support and Partisans' (Mis) Perceptions of Presidential Candidates' Abortion Views in 2000. *Presidential Studies Quarterly*, 34(2), 412-419.
- Brody, R. A. y Page, B. I. (1972). Comment: The assessment of policy voting. *The American Political Science Review*, 66(2) 450-458.
- Brophy-Baermann, M. (1994). Economics and elections: The Mexican case. *Social Science Quarterly*, 125-135.
- Brusco, V., Nazareno, M. y Stokes, S. C. (2004). Vote buying in Argentina. *Latin American Research Review*, 39(2), 66-88.
- Budge, I. (2000). Expert judgements of party policy positions: Uses and limitations in political research. *European Journal of Political Research*, 37(1), 103-113.
- Buendía, J. (1996). Economic reform, public opinion, and presidential approval in Mexico, 1988-1993. *Comparative Political Studies*, 29(5), 566-591.
- Bunker, K. y Navia, P. (2010). Explicando la desproporcionalidad en América Latina: magnitud de distrito, malapportionment y fragmentación partidaria. Paper presented at the International Political Science Association, Luxembourg. Obtenido en: http://paperroom.ipso.org/papers/paper_367.pdf

- Buquet, D. y Piñeiro, R. (2014). La Consolidación de un Nuevo Sistema de Partidos en Uruguay. *Revista Debates*, 8(1), 127-148.
- Calvo, E. y Murillo, M. V. (2013). Cuando los partidos políticos se encuentran con sus votantes: un análisis de los vínculos políticos a través de las redes partidarias y las expectativas distributivas en Argentina y Chile. *América Latina Hoy*, 65, 15-44.
- Campbell, A., Converse, P., Miller, W. y Stokes, D. (1960). *The American Voter*. New York: Wiley y Sons.
- Canêdo-Pinheiro, M. (2009). Bolsa Família ou desempenho da economia? Determinantes da reeleição de Lula em 2006. *Encontro Nacional de Economia*, 37.
- Carrar, A., de Araújo, A. F., Damé, O. M., Monasterio, L. M. y Shikida, C. D. (2007). É a economia, companheiro: uma análise empírica da reeleição de Lula com base em dados municipais. *Ibmec MG Working Paper*. Disponível em <http://ceae.ibmecmg.br/wp/wp41.pdf>, 2007.
- Cataife G. (2011). An integrated model of vote choice in Argentina, 2009. *Latin American Politics and Society*, 53(3), 115-140.
- Cho, S. y Endersby, J. W. (2003). Issues, the spatial theory of voting, and British general elections: A comparison of proximity and directional models. *Public Choice*, 114(3-4), 275-293.
- Claassen, R. L. (2007). Ideology and Evaluation in an Experimental Setting Comparing the Proximity and the Directional Models. *Political Research Quarterly*, 60(2), 263-273.

- Claassen, R. L. (2008). Direction versus proximity: Amassing experimental evidence. *American Politics Research*.
- Coughlin, P. (1992). *Probabilistic voting theory*: Cambridge University Press.
- Coughlin, P. y Nitzan, S. (1981). Electoral outcomes with probabilistic voting and Nash social welfare maxima. *Journal of Public Economics*, 15(1), 113-121.
- Croissant, Y. (2013). Mlogit: multinomial logit model. R package version 0.2-4. <http://CRAN.R-project.org/package=mlogit>.
- CSES. (2013). Module 3 Full Release [dataset] (Publication no. 10.7804/cses.module3.2013-03-27). from The Comparative Study of Electoral Systems (www.cses.org).
- Dargent, E. y Muñoz, P. (2012). Perú 2011: Continuidades y cambios en la política sin partidos. *Revista de ciencia política (Santiago)*, 32(1), 245-268.
- Davis, O. A. y Hinich, M. (1966). A mathematical model of policy formation in a democratic society. In J. L. Bernd (Ed.), *Mathematical Applications in Political Science II* (pp. 175-208. Dallas: Arnold Foundation, SMU Press.
- Davis, O. A. y Hinich, M. J. (1967). Some results related to a mathematical model of policy formation in a democratic society. In J. L. Bernd (Ed.). Charlottesville: University of Virginia Press.
- Davis, O. A., Hinich, M. y Ordeshook, P. C. (1970). An expository development of a mathematical model of the electoral process. *The American Political Science Review*, 64(2) 426-448.

- Desposato, S. y Norrander, B. (2009). The gender gap in Latin America: Contextual and individual influences on gender and political participation. *British Journal of Political Science*, 39(01), 141-162.
- Dietz, H. A. y Goodman, M. J. (1987). An empirical analysis of preferences in the 1983 multicandidate Peruvian mayoral election. *American Journal of Political Science*, 281-295.
- Dinas, E. y Gemenis, K. (2010). Measuring Parties' Ideological Positions with Manifesto Data A Critical Evaluation of the Competing Methods. *Party Politics*, 16(4), 427-450.
- Dolan, K. y Lynch, T. (2013). It Takes a Survey: Understanding Gender Stereotypes, Abstract Attitudes, and Voting for Women Candidates. *American Politics Research*, 42(4), 656-676.
- Dow, J. K. (1998a). Directional and proximity models of voter choice in recent US presidential elections. *Public Choice*, 96(3-4), 259-270.
- Dow, J. K. (1998b). A spatial analysis of the 1989 Chilean presidential election. *Electoral Studies*, 17(1), 61-76.
- Dow, J. K. y Endersby, J. W. (2004). Multinomial probit and multinomial logit: a comparison of choice models for voting research. *Electoral Studies*, 23(1), 107-122.
- Downs, A. (1957). *An economic theory of democracy*. New York: Harper y Row.
- Eguia, J. X. (2009). Utility representations of risk neutral preferences in multiple dimensions. *Quarterly Journal of Political Science*, 4(4), 379-385.

- Eguia, J. X. (2011). Foundations of spatial preferences. *Journal of Mathematical Economics*, 47(2), 200-205.
- Elster, J. y Roemer, J. E. (1991). *Interpersonal comparisons of well-being*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Enelow, J. y Hinich, M. (1981). A new approach to voter uncertainty in the Downsian spatial model. *American Journal of Political Science*, 25, 483-493.
- Enelow, J. y Hinich, M. (1984). *The spatial theory of voting: An introduction*. New York: Cambridge University Press.
- Enelow, J. y Hinich, M. (1989). A general probabilistic spatial theory of elections. *Public Choice*, 61(2), 101-113.
- Enelow, J. y Hinich, M. (1990). *Advances in the spatial theory of voting*: New York: Cambridge University Press.
- Enelow, J. y Hinich, M. (1994). A test of the predictive dimensions model in spatial voting theory. *Public Choice*, 78(2), 155-169.
- Enelow, J., Mendell, N. y Ramesh, S. (1988). A comparison of two distance metrics through regression diagnostics of a model of relative candidate evaluation. *The Journal of Politics*, 50(04), 1057-1071.
- Erikson, R. S. y Romero, D. W. (1990). Candidate equilibrium and the behavioral model of the vote. *American Political Science Review*, 84(04), 1103-1126.
- Fantazzini, D. y Zakharov, A. (2011). Euclidean or city block? estimation of voter preferences in a multidimensional probabilistic voting model. *Annual Meeting of the European Political Science Association*.

- Fazekas, Z. y Méder, Z. Z. (2013). Proximity and directional theory compared: Taking discriminant positions seriously in multi-party systems. *Electoral Studies*, 32(4), 693-707.
- Fiorina, M. P., y Plott, C. R. (1978). Committee decisions under majority rule: An experimental study. *The American Political Science Review*, 72,575-598.
- Gabel, M. J. y Huber, J. D. (2000). Putting parties in their place: Inferring party left-right ideological positions from party manifestos data. *American Journal of Political Science*, 44(1),94-103.
- García Díez, F. (2006). Preferencias institucionales y reforma electoral en América Latina: los actores y su contexto desde una perspectiva multinivel. Documentos CIDOB. América Latina, (14), 1.
- Gilljam, M. (1997a). Response to Macdonald, Rabinowitz and Listhaug. *Journal of Theoretical Politics*, 9(1), 23-24.
- Gilljam, M. (1997b). Symposium. The Directional Theory of Issue Voting: I The Directional Theory under the Magnifying Glass: A Reappraisal. *Journal of Theoretical Politics*, 9(1), 5-12.
- Granberg, D. y Gilljam, M. (1997). Implausible hypotheses in the directional theory of issue voting. *European Journal of Political Research*, 32(1), 31-50.
- Granberg, D. y Holmberg, S. (1988). *The political system matters: Social psychology and voting behavior in Sweden and the United States*. New York: Cambridge University Press.
- Grand, P. y Tiemann, G. (2013). Projection effects and specification bias in spatial models of European Parliament elections. *European Union Politics*, 14(4), 497–521.

- Grofman, B. (1985). The neglected role of the status quo in models of issue voting. *The Journal of Politics*, 47(1), 229-237.
- Gonzalez - Ocantos, E., De Jonge, C. K., Meléndez, C., Osorio, J. y Nickerson, D. W. (2012). Vote buying and social desirability bias: Experimental evidence from Nicaragua. *American Journal of Political Science*, 56(1), 202-217.
- Grynaviski, J. D. y Corrigan, B. E. (2006). Specification issues in proximity models of candidate evaluation (with issue importance). *Political analysis*, 14(4), 393-420.
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R. y Black, W. (1999). *Análisis Multivariante* (5ª ed.). Madrid: Prentice Hall.
- Hawkins, K. A., Kitschelt, H. y Llamazares, I. (2010). Programmatic structuration around religion and political regime. Paper presented at the Latin American party systems.
- Hernández, R. (2009). Una competencia sin reglas: La candidatura presidencial de Roberto Madrazo. *Política y gobierno*, 16, 15-49
- Hinich, M. J., Ledyard, J. O. y Ordeshook, P. C. (1972). Nonvoting and the existence of equilibrium under majority rule. *Journal of Economic Theory*, 4(2), 144-153.
- Hinich, M. J., Ledyard, J. O. y Ordeshook, P. C. (1973). A theory of electoral equilibrium: A spatial analysis based on the theory of games. *The Journal of Politics*, 35(01), 154-193.
- Hinich, M. y Munger, M. (1994). Ideology and the theory of public choice. *Ann Arbor: University of Michigan Press*, 3.

- Hinich, M. y Munger, M. (1997). *Analytical politics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hinich, M. y Ordeshook, P. C. (1969). Abstentions and equilibrium in the electoral process. *Public Choice*, 7(1), 81-106.
- Hinich, M. y Pollard, W. (1981). A new approach to the spatial theory of electoral competition. *American Journal of Political Science*, 25,323-341.
- Hotelling, H. (1929). Stability in competition. *Economic Journal*, 39(153), 41-57.
- Huber, J. y Inglehart, R. (1995). Expert interpretations of party space and party locations in 42 societies. *Party Politics*, 1(1), 73-111.
- Hunter, W. y Power, T. J. (2007). Rewarding Lula: executive power, social policy, and the Brazilian elections of 2006. *Latin American Politics and Society*, 49(1), 1-30.
- Inglehart, R. (1984). The changing structure of political cleavages in Western society. Electoral change in advanced industrial democracies: realignment or dealignment, 25-69.
- Iversen, T. (1994). Political leadership and representation in West European democracies: A test of three models of voting. *American Journal of Political Science*, 45-74.
- Jacobsmeier, M. L. (2013). Religion and Perceptions of Candidates' Ideologies in United States House Elections. *Politics and Religion*, 6(2), 342-372.
- Jessee, S. A. (2009). Spatial voting in the 2004 presidential election. *American Political Science Review*, 103(1), 59-81.

- Johnston, R., Fournier, P. y Jenkins, R. (2000). Party location and party support: unpacking competing models. *The Journal of Politics*, 62(4), 1145-1160.
- Karp, J. A. y Banducci, S. A. (2002). Issues and party competition under alternative electoral systems. *Party Politics*, 8(1), 123-141.
- Katz, G. (2009). Policy-based abstention in Brazil's 2002 presidential election.
- Kedar, O. (2009). Voting for policy, not parties: How voters compensate for power sharing: Cambridge University Press.
- Key, V. O. (1966). The responsible electorate. New York: Vintage.
- Kinder, D. R. (1978). Political person perception: The asymmetrical influence of sentiment and choice on perceptions of presidential candidates. *Journal of Personality and Social Psychology*, 36(8), 859.
- King, G. (1989). *Unifying political methodology: The likelihood theory of statistical inference*. New York: Cambridge University Press.
- Kitschelt, H. (2000). Linkages between citizens and politicians in democratic polities. *Comparative Political Studies*, 33(6-7), 845-879.
- Kitschelt, H., Hawkins, K., Luna, J., Rosas, G. y Zechmeister, E. (2010). *Latin American Party Systems*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kramer, G. H. (1977). A dynamical model of political equilibrium. *Journal of Economic Theory*, 16(2), 310-334.
- Krämer, J. y Rattinger, H. (1997). The proximity and the directional theories of issue voting: Comparative results for the USA and Germany. *European Journal of Political Research*, 32(1), 1-29.

- Kropko J. (2008). "Choosing between Multinomial Logit and Multinomial Probit Models for Analysis of Unordered Choice Data". Paper Presented at the Annual Meeting of the MPSA Annual National Conference, Palmer House Hotel, Hilton, Chicago, IL, USA.
- Kropko, J. (2012). Who's a Directional Voter and Who's a Proximity Voter? An Application of Finite Mixture Modeling to Issue Voting in the 2008 American Presidential Election? Presented at Political Methodology Conference 2012 in Chapel Hill, NC.
- Krosnick, J. A. (1990). Americans' perceptions of presidential candidates: A test of the projection hypothesis. *Journal of Social Issues*, 46(2), 159-182.
- Lacy, D. y Paolino, P. (2004). An experimental test of proximity and directional voting. annual meeting of the Midwest Political Science Association, Chicago, IL.
- Langston, J. (2007). The PRI's 2006 electoral debacle. *PS: Political Science and Politics*, 40(1), 21-25.
- Laver, M. y Hunt, B. (1992). *Party and policy competition*: London: Routledge.
- Lawson, C. y Moreno, A. (2007). El estudio panel México 2006: Midiendo el cambio de opiniones durante la campaña presidencial. *Política y gobierno*, 14(2), 437-461.
- Levitsky, S. (2011). A Surprising Left Turn. *Journal of Democracy*, 22(4), 84-94.
- Levitsky, S. y Cameron, M. (2003). Democracy without parties? Political parties and regime change in Fujimori's Peru. *Latin American Politics and Society*, 45(3), 1-33.

- Levitsky, S. y Wolfson, L. (2004). Del sindicalismo al clientelismo: la transformación de los vínculos partido-sindicatos en el peronismo, 1983-1999. *Desarrollo Económico*, 3-32.
- Lewis - Beck, M. S. y Stegmaier, M. (2008). The economic vote in transitional democracies. *Journal of Elections, Public Opinion and Parties*, 18(3), 303-323.
- Lewis, J. B. y King, G. (1999). No evidence on directional vs. proximity voting. *Political analysis*, 8(1), 21-33.
- Liao, T. F. (1994). *Interpreting probability models: Logit, probit, and other generalized linear models*. Thousand Oaks, CA: Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences.
- Linhart E. y Shikano, S. (2009). Ideological signals of German parties in a multi-dimensional space: An estimation of party preferences using the CMP data. *German Politics*, 18(3), 301-322.
- Lipset, S. M. y Rokkan, S. (1967). Cleavage structures, party systems, and voter alignments: an introduction.
- Listhaug, O., Macdonald, S. E. y Rabinowitz, G. (1994a). Ideology and party support in comparative perspective. *European Journal of Political Research*, 25(2), 111-149.
- Listhaug, O., Macdonald, S. E. y Rabinowitz, G. (1994b). Issue perceptions of parties and candidates: A comparison of Norway and the United States. *Scandinavian Political Studies*, 17(4), 273-287.
- Lodge, M., McGraw, K. M. y Stroh, P. (1989). An impression-driven model of candidate evaluation. *American Political Science Review*, 83(2), 399-419.

- Lodge, M., Steenbergen, M. R. y Brau, S. (1995). The responsive voter: Campaign information and the dynamics of candidate evaluation. *American Political Science Review*, 89(2), 309-326.
- Luna, J. P. (2015). Institucionalización de Sistemas de Partidos: ¿Por qué es necesario un nuevo concepto? In M. Torcal (Ed.), *Sistemas de Partidos en América Latina. Causas y consecuencias de sus equilibrio inestable*. (pp. 19-42). España: Anthropos.
- Lupu, N. (2013). Party brands and partisanship: Theory with evidence from a survey experiment in Argentina. *American Journal of Political Science*, 57(1), 49-64.
- Macdonald, S. E., Listhaug, O. y Rabinowitz, G. (1991). Issues and party support in multiparty systems. *The American Political Science Review*, 1107-1131.
- Macdonald, S. E. y Rabinowitz, G. (1993a). Direction and uncertainty in a model of issue voting. *Journal of Theoretical Politics*, 5(1), 61-87.
- Macdonald, S. E. y Rabinowitz, G. (1993b). Ideology and candidate evaluation. *Public Choice*, 76(1-2), 59-78.
- Macdonald, S. E. y Rabinowitz, G. (1997). On Correcting for Rationalization. *Journal of Theoretical Politics*, 9(1), 49-55.
- Macdonald, S. E. y Rabinowitz, G. (1998). Solving the paradox of nonconvergence: Valence, position, and direction in democratic politics. *Electoral Studies*, 17(3), 281-300.

- Macdonald, S. E., Rabinowitz, G. y Listhaug, O. (1995a). Issue competition and multiparty politics: insights from the 1993 Norwegian national election. *Annual Meetings of the American Political Science Association, Chicago, IL.*
- Macdonald, S. E., Rabinowitz, G. y Listhaug, O. (1995b). Political sophistication and models of issue voting. *British Journal of Political Science*, 25(4), 453-483.
- Macdonald, S. E., Rabinowitz, G. y Listhaug, O. (1997). Comment on Gilljam. Individual perception and models of issue voting. *Journal of Theoretical Politics*, 9(1), 13-21.
- Macdonald, S. E., Rabinowitz, G. y Listhaug, O. (1998). On attempting to rehabilitate the proximity model: Sometimes the patient just can't be helped. *The Journal of Politics*, 60(3), 653-690.
- Macdonald, S. E., Rabinowitz, G. y Listhaug, O. (2001). Sophistry versus science: On further efforts to rehabilitate the proximity model. *The Journal of Politics*, 63(2), 482-500.
- Macdonald, S. E., Rabinowitz, G. y Listhaug, O. (2007). Simulating models of issue voting. *Political analysis*, 15(4), 406-427.
- Maddala, G. S. (1983). *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*: Cambridge: Cambridge University Press.
- Maddens, B. (1996). Directional theory of issue voting: The case of the 1991 parliamentary elections in Flanders. *Electoral Studies*, 15(1), 53-70.
- Mainwaring, S. y Scully, T. R. (1995). *Building democratic institutions: Party systems in Latin America*: Cambridge Univ Press.

- Mainwaring, Scott; Torcal, Mariano y Nicolas Somma. (2015). "The Left and the Mobilization of Class Voting in Latin America" En R. Carlin, E. Zechmesiter y M. Singer (eds.), *The Latin American Voter*. Ann Arbor, University of Michigan Press.
- Manheim, J. B. y Rich, R. C. (1988). *Análisis político empírico*. Madrid, Alianza.
- Markus, G. B. y Converse, P. E. (1979). A dynamic simultaneous equation model of electoral choice. *American Political Science Review*, 73(4), 1055-1070.
- Markus, G. B. (1982). Political attitudes during an election year: A report on the 1980 NES panel study. *American Political Science Review*, 76(3), 538-560.
- Marquis, L. (2010). Understanding political knowledge and its influence on voting preferences in the 2007 federal election. *Swiss Political Science Review*, 16(3), 425-456.
- Matthews, S. A. (1979). A simple direction model of electoral competition. *Public Choice*, 34(2), 141-156.
- Mayorga, M. y Muñoz, E. (2000). La técnica de datos de panel. Una guía para su uso e interpretación. (*Documento de trabajo*). San José: Banco Central de Costa Rica, División Económica.
- McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior In P. Zarembka (Ed.), *Frontiers in Econometrics* (pp. 105-142). New York: Academic Press.
- McGraw, K. M., Lodge, M. y Stroh, P. (1990). On-line processing in candidate evaluation: The effects of issue order, issue importance, and sophistication. *Political Behavior*, 12(1), 41-58.

- McGuire, W. J. (1969). The nature of attitudes and attitude change. *The handbook of social psychology*, 3(2), 136-314.
- McKelvey, R. D. (1975). Policy related voting and electoral equilibrium. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 43,815-843.
- Mercado, L. (1997). Una visita a la lealtad hacia los partidos políticos en América Latina. *Política y gobierno*, 4(2), 285-247.
- Merrill, S. (1993). Voting behavior under the directional spatial model of electoral competition. *Public Choice*, 77(4), 739-756.
- Merrill, S. (1994). A probabilistic model for the spatial distribution of party support in multiparty electorates. *Journal of the American Statistical Association*, 89(428), 1190-1197.
- Merrill, S. (1995). Discriminating between the directional and proximity spatial models of electoral competition. *Electoral Studies*, 14(3), 273-287.
- Merrill, S. y Grofman, B. (1997). Directional and proximity models of voter utility and choice: A new synthesis and an illustrative test of competing models. *Journal of Theoretical Politics*, 9, 25-48.
- Merrill, S. y Grofman, B. (1998). Conceptualizing voter choice for directional and discounting models of two-candidate spatial competition in terms of shadow candidates. *Public Choice*, 95(3-4), 219-231.
- Merrill, S. y Grofman, B. (1999). A unified theory of voting: Directional and proximity spatial models. Cambridge: Cambridge University Press.

- Merrill, S., Grofman, B. y Adams, J. (2001). Assimilation and contrast effects in voter projections of party locations: Evidence from Norway, France, and the USA. *European Journal of Political Research*, 40(2), 199-221.
- Meyer, T. M. y Müller, W. C. (2014). Testing theories of party competition The Austrian case. *Party Politics*, 20(5), 802-813.
- Miliband, R (1969). *The State in Capitalist Society*. Weidenfeld and Nicolson: London.
- Montero, R. (2011). Efectos fijos o aleatorios: test de especificación. *Documentos de Trabajo en Economía Aplicada*. Universidad de Granada. España.
- Moreira, C. (2006). Sistemas de partidos, alternancia política e ideología en el Cono Sur (Argentina, Brasil, Chile y Uruguay). *Revista Uruguaya de Ciencia Política*, 15(1), 31-56.
- Moreno, A. (1999). *Political cleavages: Issues, parties, and the consolidation of democracy*: Westview Press.
- Moreno, A. y Méndez, P. (2007). La identificación partidista en las elecciones presidenciales de 2000 y 2006 en México. *Política y gobierno*, 14(1), 43-75.
- Morgan, J. (2007). Partisanship during the Collapse of Venezuela's Party. *Latin American Research Review*, 42(1), 78-98.
- Morgan, J. (2015). Gender and the Latin American Voter. In R. Carlin, M. Singer y E. Zechmeister (Eds.), *The Latin American Voter*: Michigan University Press.
- Morris, I. L. y Rabinowitz, G. (1997). Symposium. The Directional Theory of Issue Voting IV: On the Coexistence of Directional and Proximity Voters. *Journal of Theoretical Politics*, 9(1), 75-88.

- Morton, R. B. (1999). *Methods and models: A guide to the empirical analysis of formal models in political science*: Cambridge University Press Cambridge.
- Munger, K. M. y Munger, M. C. (2013). Spatial competition in Latin America: an overview of some illustrative models. *Revista Mexicana de Análisis Político y Administración Pública*(4), 33-40.
- Nicolau, J. (2015). Eleições Presidenciais Nos Municípios Brasileiros: Uma Breve Comparação Dos Resultados Do Primeiro Turno De 2010 E 2014. *Em Debate, Belo Horizonte, 7*(2), 29-41.
- Nicolau, J. y Peixoto, V. (2007). As bases municipais da votação de Lula em 2006. *Cadernos do Fórum Nacional, 6*, 15-25.
- Nohlen, D. (1991). Presidencialismo, sistemas electorales y sistemas de partidos. Reflexiones exploratorias para América Latina. D. Nohlen y M. Fernández, *Presidencialismo vs. parlamentarismo*, Caracas, Nueva Sociedad, 51-70.
- Ordeshook, P. C. (1986). *Game theory and political theory: An introduction*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Pacheco, E. A., Vilalta, C. J. y Yáñez, M. S. (2006). Una metodología formal para calcular el peso que los electores le dan a los elementos de evaluación ideológica. *Política y gobierno, 13*(1), 0.
- Page, B. I. (1977). Elections and social choice: The state of the evidence. *American Journal of Political Science, 21*(3), 639-668.
- Page, B. I. y Brody, R. A. (1972). Policy Voting and the Electoral Process: The Vietnam War Issue. *The American Political Science Review, 3*, 979-995.

- Panzer, J. y Paredes, R. D. (1991). The role of economic issues in elections: The case of the 1988 Chilean presidential referendum. *Public Choice*, 71(1-2), 51-59.
- Paolino, P. (2009). La posición del PRI en la política mexicana. *Política y gobierno*, 16(2), 321-348.
- Papageorgiou, A. (2011). *Spatial model analysis of party policy strategies. Insights of deterministic and probabilistic voting with biased voters: Applications to Finland* (Tesis doctoral, Universidad de Tampere). Obtenido de: <http://tampub.uta.fi/bitstream/handle/10024/66746/978-951-44-8438-4.pdf?sequence=1>
- Papageorgiou, A. y Autto, H. (2014). Is there a relationship between party system polarization and voters' proximity to the parties in the left–right dimension&quest. *Acta Politica*.
- Peixoto, V. y Rennó, L. (2011). Mobilidade social ascendente e voto: as eleições presidenciais de 2010 no Brasil. *Opinião Pública*, 17(2), 304-332.
- Penadés, A. (1997). A critique of Lijphart's "electoral systems and party systems". *Electoral Studies*, 16(1), 59-71.
- Pérez-Liñán, A. (2002). Television news and political partisanship in Latin America. *Political Research Quarterly*, 55(3), 571-588.
- Pierce, R. (1993). Directional Versus Proximity Models of Voter-Candidate Issue Linkages in France and the United States. [Typescript]. Ann Arbor.
- Pierce, R. (1995). *Choosing the chief: Presidential elections in France and the United States*. Ann Arbor: University of Michigan Press.

- Pierce, R. (1997). Symposium. The Directional Theory of Issue Voting: III Directional versus Proximity Models: Verisimilitude as the Criterion. *Journal of Theoretical Politics*, 9(1), 61-74.
- Platt, G., Poole, K. T. y Rosenthal, H. (1992). Directional and Euclidean theories of voting behavior: a legislative comparison. *Legislative Studies Quarterly*, 17, 561-572.
- Plott, C. R. (1967). A notion of equilibrium and its possibility under majority rule. *The American Economic Review*, 57(3), 787-806.
- Powell, L. W. (1989). Analyzing misinformation: Perceptions of congressional candidates' ideologies. *American Journal of Political Science*, 33, 272-293.
- PRD. (2014). Declaración de Principios del Partido de la Revolución Democrática. 2015, http://www.prd.org.mx/portal/documentos/declaracion_principios_2014.pdf.
- Queralt, D. (2012). Spatial voting in Spain. *South European Society and Politics*, 17(3), 375-392.
- Quinn, K. M. y Martin, A. D. (1998). Operationalizing and testing spatial theories of voting. *meeting of the Midwest Political Science Association, Chicago, IL*.
- Quinn, K. M., Martin, A. D. y Whitford, A. B. (1999). Voter choice in multi-party democracies: a test of competing theories and models. *American Journal of Political Science*, 1231-1247.
- R Core Team (2015). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org/>.
- Rabinowitz, G. (1978). On the nature of political issues: Insights from a spatial analysis. *American Journal of Political Science*, 22, 793-817.

- Rabinowitz, G. y Macdonald, S. E. (1989). A directional theory of issue voting. *The American Political Science Review*, 83, 93-121.
- Rabinowitz, G., Macdonald, S. E. y Listhaug, O. (1991). New Players in an Old Game Party Strategy in Multiparty Systems. *Comparative Political Studies*, 24(2), 147-185.
- Rabinowitz, G., Macdonald, S. E. y Listhaug, O. (1993). Competing Theories of Issue Voting: Is Discounting the Explanation? *Annual Meetings of the Political Science Association, Chicago, IL*.
- Ratto, M. C. (2013). "Accountability" y voto económico en América Latina: un estudio de las pautas de comportamiento electoral entre 1996 y 2004. *Revista Mexicana de Análisis Político y Administración Pública*(3), 49-80.
- Remmer, K. L. y Gélinau, F. (2003). Subnational Electoral Choice Economic and Referendum Voting in Argentina, 1983-1999. *Comparative Political Studies*, 36(7), 801-821.
- Ruiz, Rodríguez, L. (2000). Clivajes y competencia partidista en Chile (1990-1999). *Nuevo Gobierno: desafíos de la reconciliación. Chile 1999-2000*, 159-190.
- Ruiz Rodríguez, L. (2003). *Polarización en el Chile post-autoritario: élites partidistas*. Paper presented at the *Política, dinero e institucionalización partidista en América Latina*.
- Samuels, D. (2006). Sources of mass partisanship in Brazil. *Latin American Politics and Society*, 48(2), 1-27.
- Samuels, D. y Zucco, C. (2014). The power of partisanship in Brazil: Evidence from survey experiments. *American Journal of Political Science*, 58(1), 212-225.

- Schofield, N. (2004). Equilibrium in the spatial 'valence' model of politics. *Journal of Theoretical Politics*, 16(4), 447-481.
- Schofield, N., Martin, A. D., Quinn, K. M. y Whitford, A. B. (1998). Multiparty electoral competition in the Netherlands and Germany: a model based on multinomial probit *Empirical Studies in Comparative Politics* (pp. 39-75): Springer.
- Schofield, N. y Sened, I. (2005). Multiparty competition in Israel, 1988–96. *British Journal of Political Science*, 35(04), 635-663.
- Selios, L. y Vairo, D. (2012). Elecciones 2009 en Uruguay: permanencia de lealtades políticas y accountability electoral. *Opinião Pública*, 18(1), 198-215.
- Seligson, M. A. (2002). The impact of corruption on regime legitimacy: A comparative study of four Latin American countries. *The Journal of Politics*, 64(02), 408-433.
- Shepsle, K. A. (1972). The strategy of ambiguity: Uncertainty and electoral competition. *The American Political Science Review*, 66, 555-568.
- Singer, A. (2009). Raízes sociais e ideológicas do lulismo. *Novos estudos-CEBRAP*(85), 83-102.
- Singh, S. (2014). Linear and quadratic utility loss functions in voting behavior research. *Journal of Theoretical Politics*, 26(1), 35-58.
- Sniderman, P. M., Brody, R. A. y Tetlock, P. E. (1991). *Reasoning and Choice. Explorations in Social Psychology*: Cambridge: Cambridge University Press.
- Soares, G. A. D. y Terron, S. L. (2008). Dois Lulas: a geografia eleitoral da reeleição (explorando conceitos, métodos e técnicas de análise geoespacial). *Opinião Pública*, 14(2), 269-301.

- Steenbergen, M. R. y Marks, G. (2007). Evaluating expert judgments. *European Journal of Political Research*, 46(3), 347-366.
- Stokes, D. E. (1963). Spatial models of party competition. *The American Political Science Review*, 57(2), 368-377.
- Sturgis, P. y Tilley, J. (2004). Political sophistication and issue voting: an intra-individual level analysis. ESRC Research Methods Programme Working Paper No. 15. Retrieved from <http://epubs.surrey.ac.uk/1862/1/fulltext.pdf>. Accessed on January 7, 2015.
- Sulmont, D. (2015). Voto ideológico y sistema de partidos en América Latina: El Peso de la Dimensión Izquierda-Derecha en el Comportamiento Electoral en Brasil, Chile, México y Perú. Lima: IOP PUCP.
- Tagina, M. L. (2012). Controlando al gobierno a través de las urnas. Un análisis del caso argentino entre 1995 y 2005. *Política. Revista de Ciencia Política*, 50(1), pp. 111-144.
- Tanaka, M. (2005). *Democracia sin partidos*. Lima: Instituto de Estudios Peruanos.
- Tanaka, M. (2011). A Vote for Moderate Change. *Journal of Democracy*, 22(4), 75-83.
- Tanaka, M. y Vera, S. (2008). El “neodualismo” de la política peruana. *Revista de ciencia política (Santiago)*, 28(1), 347-365
- Taniguchi, N. (2006). Testing the Directional and Downsian Proximity Model of Issue Voting in Japanese Political Context.
- Thurner, P. W. (2000). The empirical application of the spatial theory of voting in multiparty systems with random utility models. *Electoral Studies*, 19(4), 493-517.

- Tiemann, G. (2014). *Room to Maneuvre? Party Strategies in the European Political Space*. Paper presented at the 21st International Conference of Europeanists.
- Tironi, E. y Agüero, F. (1999). ¿Sobrevivirá el nuevo paisaje político chileno? *Estudios Públicos*, 74 (Autumn), 151-168.
- Todosijević, B. (2005). Issues and Party Preferences in Hungary A Comparison of Directional and Proximity Models. *Party Politics*, 11(1), 109-126.
- Tomz, M. y Van Houweling, R. P. (2008). Candidate positioning and voter choice. *American Political Science Review*, 102(03), 303-318.
- Torcal, M. y Mainwaring, S. (2003). The political recrafting of social bases of party competition: Chile, 1973–95. *British Journal of Political Science*, 33(01), 55-84.
- Torcal, M. y Mainwaring, S. (2003). El conflicto democracia/autoritarismo y sus bases sociales en Chile, 1973-1995: un ejemplo de redefinición política de un cleavage. *Reis*, 51-82.
- Torgerson, W. S. (1958). *Theory and methods of scaling*. New York: Wiley.
- Valenzuela, J. S., Scully, T. R. y Somma, N. (2007). The enduring presence of religion in Chilean ideological positionings and voter options. *Comparative Politics*, 1(40), 1-20.
- Vergara, A. (2012). United by discord, divided by consensus: national and sub-national articulation in Bolivia and Peru, 2000–2010. *Journal of Politics in Latin America*, 3(3), 65-93.
- Vidal, D., Ugues, A., Bowler, S. y Hiskey, J. (2010). Partisan attachment and democracy in Mexico: some cautionary observations. *Latin American Politics and Society*, 52(1), 63-87.

- Warwick, P. V. (2009). Relative Extremism and Relative Moderation Strategic Party Positioning in Democratic Systems. *Political Research Quarterly*, 62(2), 276-288.
- Weisberg, H. F. (1974). Dimensionland: An excursion into spaces. *American Journal of Political Science*, 18, 743-776.
- Westholm, A. (1997). Distance versus direction: The illusory defeat of the proximity theory of electoral choice. *American Political Science Review*, 91(4), 865-883.
- Westholm, A. (2001). On the return of epicycles: Some crossroads in spatial modeling revisited. *The Journal of Politics*, 63(02), 436-481.
- Weyland, K. (2003). Economic Voting Reconsidered Crisis and Charisma in the Election of Hugo Chávez. *Comparative Political Studies*, 36(7), 822-848.
- Wiesehomeier, N., y Doyle, D. (2012). Attitudes, ideological associations and the left–right divide in Latin America. *Journal of Politics in Latin America*, 4(1), 3-33.
- Wittman, D. A. (1973). Parties as utility maximizers. *The American Political Science Review*, 67, 490-498.
- Wittman, D. (1977). Candidates with policy preferences: A dynamic model. *Journal of Economic Theory*, 14(1), 180-189.
- Ye, M., Li, Q. y Leiker, K. W. (2011). Evaluating Voter–Candidate Proximity in a Non-Euclidean Space. *Journal of Elections, Public Opinion y Parties*, 21(4), 497-521.
- Zucco, C. (2008). The president's 'new' constituency: Lula and the pragmatic vote in Brazil's 2006 presidential elections. *Journal of Latin American Studies*, 40(1), 29-49.