

Relación entre pagos digitales y libertad económica: un análisis econométrico

Grado en Economía

Facultad de Economía y Empresa

VNiVERSiDAD D SALAMANCA

AUTOR: David Heng Zhang

TUTORA: Rebeca Jiménez Rodríguez

Salamanca, Junio de 2026



Trabajo Fin de Grado

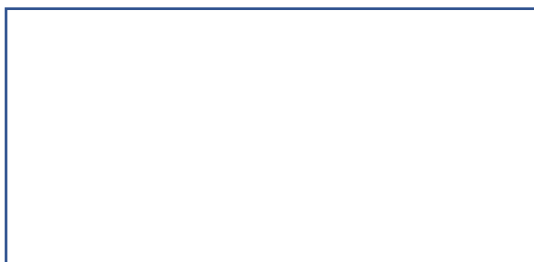
Título: Relación entre pagos digitales y libertad económica: un
análisis econométrico

Grado en Economía

Facultad de Economía y Empresa

VNiVERSiDAD D SALAMANCA

AUTOR: David Heng Zhang



TUTORA: Rebeca Jiménez Rodríguez

Salamanca, Junio de 2026

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN.....	2
2. DATOS Y METODOLOGÍA	4
3. RESULTADOS	13
4. CONCLUSIONES.....	20
5. BIBLIOGRAFÍA	21
6. ANEXOS.....	24

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1. Contraste de Pesaran (2015).....	13
Tabla 2. Contraste de Wooldridge (2010)	13
Tabla 3. Contraste de Pesaran (2007).....	15
Tabla 4. Contraste de Westerlund (2007).....	15
Tabla 5. Contraste de Dumitrescu y Hurlin (2012)	16
Tabla 6. Contraste de Westerlund (2007) del modelo	17
Tabla 7. Regresión del modelo de efectos fijos	18

RESUMEN

Este Trabajo Fin de Grado analiza la relación entre pagos digitales y libertad económica en una muestra de 24 economías para el periodo 2012-2023. Para ello, se emplean indicadores de libertad económica de Fraser Institute y Heritage Foundation, así como datos de pagos digitales del Bank for International Settlements (BIS), junto con diversas variables de control del World Bank. El trabajo se divide en dos partes: (i) una primera parte donde se analiza la relación de causalidad, en el sentido de Granger, entre pagos digitales y libertad económica; y (ii) una segunda parte donde se estima un modelo de efectos fijos y se analizan sus efectos en la economía. Los resultados indican que una mayor libertad económica implica menores pagos digitales, además de otras implicaciones a raíz de las variables de control.

Palabras clave: Libertad económica, Pagos digitales, Causalidad de Granger, Modelo de efectos fijos

ABSTRACT

This final dissertation analyses the relationship between digital payments and economic freedom for 24 economies in the period 2012-2023. To do so, we use economic freedom indicators from the Fraser Institute and the Heritage Foundation, digital payments data from the Bank for International Settlements (BIS), and a range of control variables from the World Bank. This dissertation is divided into two parts: (i) a first part where we analyse the Granger causality relationship between digital payments and economic freedom; and (ii) a second part where we estimate a fixed effects model and we analyse their implications in the economy. The results show that greater economic freedom is associated with lower digital payments, besides other implications due to the control variables.

Keywords: Economic freedom, Digital payments, Granger causality, Fixed effects model

1. INTRODUCCIÓN

El concepto de libertad económica guarda relación con la idea expuesta por Adam Smith (1776/2005), según el cual los individuos actúan racionalmente para la consecución de sus propios intereses dentro de un marco institucional basado en el Estado de derecho, lo que puede traducirse indirectamente en una mejora del bienestar general. De acuerdo con esta visión, el libre mercado y los intercambios voluntarios entre los agentes económicos permiten coordinar las decisiones individuales de forma eficiente, de modo que la búsqueda del interés propio contribuye al bienestar general. En este marco, la función del Estado se limita principalmente a garantizar el cumplimiento de las normas y de la protección de esos intereses en el caso de que se vean amenazados. Como resultado, no solo se promueve una mayor prosperidad y riqueza de las naciones, sino que también se incentiva la eliminación de aquellas restricciones que limitan la libertad y la seguridad de los individuos.

Por otra parte, el uso de los pagos digitales se ha extendido en los últimos años, especialmente durante la pandemia del Covid-19 por razones de seguridad sanitaria. Dicho fenómeno ha estado gestándose desde la aparición de las nuevas tecnologías de información y comunicación (TICs), cuya expansión acompañó el proceso de desarrollo económico y la progresiva sofisticación de las transacciones económicas. Su evolución no ha sido homogénea en las distintas economías. Así, por ejemplo, el pago en efectivo continúa compartiendo protagonismo en España con el pago digital, mientras que en China las transacciones digitales (vía móvil o tarjeta) se han convertido en la modalidad predominante, aunque está prohibido el rechazo del pago en efectivo en los establecimientos.

Este trabajo tiene como objetivo analizar si la expansión de los pagos digitales está asociada a un mayor nivel de libertad económica. En principio, cabría esperar que un mayor control sobre las transacciones económicas se tradujese en una reducción de la libertad económica.

Existe una amplia literatura que ha analizado los pagos digitales o la libertad económica por separado, siendo algunos ejemplos: (i) Sun (2025) analiza el impacto de la financiación digital en el desarrollo económico en países de América Latina entre 2012 y 2022; (ii) Aguilar et al. (2024) estudian los pagos digitales, la informalidad y el crecimiento económico en 101 economías entre 2014 y 2019; (iii) Pang et al. (2022)

investigan los pagos digitales y el crecimiento económico usando los países del CPMI (Committee on Payments and Market Infrastructures), cuya muestra incluye 27 países entre 2013 y 2019; (iv) Nyström (2008) analiza los indicadores institucionales del índice de libertad económica de Fraser y el emprendimiento de 23 países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) entre 1972 y 2002; (v) Doucouliagos y Ulubasoglu (2006) estudian la libertad económica y el crecimiento económico de 82 países entre 1970 y 1999; y (vi) De Haan y Sturm (2000) investigan la libertad económica y el crecimiento económico de 80 países entre 1975 y 1990, comparando los resultados de los índices de libertad económica de Fraser y Heritage.¹

La literatura que combina el análisis de pagos digitales y libertad económica usando datos de panel es muy escasa, siendo los trabajos de Yang et al. (2023) y Rekha et al. (2021) las principales excepciones. Yang et al. (2023) estudian la libertad económica, el crecimiento inclusivo y el desarrollo financiero de 72 países clasificados como los menos desarrollados financieramente entre 2009 y 2017, encontrando que la libertad económica y el crecimiento inclusivo contribuyen positivamente al desarrollo financiero. Rekha et al. (2021) analizan la relación entre la inclusión financiera digital y la libertad económica, entre otras variables, en 22 economías emergentes entre 2004 y 2017, donde se refleja que hay una relación positiva entre ambas variables en el largo plazo: mayor libertad económica implica mayor inclusión financiera digital.

En este Trabajo Fin de Grado se emplea una muestra de 24 economías durante el periodo 2012-2023 y técnicas econométricas de datos de panel para analizar la causalidad en el sentido de Granger, así como la relación entre ambas variables. Los resultados muestran que la libertad económica causa, en el sentido de Granger, a los pagos digitales. Además, las estimaciones sugieren que, *ceteris paribus*, mayor libertad económica se asocia con menores pagos digitales. Este hallazgo pone de manifiesto un posible coste de oportunidad derivado de la creciente digitalización de las transacciones económicas, en la medida en que la sustitución de medios de pago anónimos por instrumentos digitales incrementa la capacidad de seguimiento y control de las operaciones económicas, con potenciales implicaciones para la privacidad y la libertad económica de los individuos.

¹ Ram (2014) indica que, pese a que el índice de Fraser Institute y Heritage Foundation miden lo mismo (libertad económica), es mejor emplear ambos índices como ejercicios de robustez en las inferencias porque emplean metodologías diferentes en su construcción.

2. DATOS Y METODOLOGÍA

Los datos empleados para el análisis proceden de: (i) *Retail payments, currency and related indicators* del BIS Data Portal ([BIS Data Portal](#)); (ii) *Economic Freedom of the World* del Fraser Institute ([Fraser Institute](#)); (iii) *Index of Economic Freedom* del Heritage Foundation ([Heritage Foundation](#)); y (iv) *World Development Indicators* del World Bank ([World Bank](#)).

Se consideran datos anuales para el periodo temporal de 2012 a 2023, incluyendo 24 economías. Dicha muestra se ha elegido en base a la disponibilidad de los datos de *Retail payments, currency and related indicators* del BIS Data Portal.

El BIS recopila datos de los distintos bancos centrales y los agrega bajo una metodología común, donde se incluyen 27 jurisdicciones que conforman el CPMI. En nuestro caso, denominaremos a esas jurisdicciones economías, siguiendo la denominación usada por World Bank (2025) en su clasificación por grupos de rentas, cuyas estadísticas son constantes en el tiempo en comparación con el resto de economías. Se descartan las siguientes economías:

- Argentina, dado que puede comprometer los resultados de los contrastes de hipótesis con datos de panel, debido a la relación cuadrática observada gráficamente en la variable de pagos digitales (más pronunciada que el resto de economías). Además, existe una alta volatilidad en las series macroeconómicas consideradas.
- Hong Kong SAR, China, porque puede sesgar los resultados hacia China continental. Además, tiene el problema de series escasas donde no existe la variable de pagos digitales que se usa en el análisis del resto de economías.
- La Unión Europea, porque ya se incluyen algunas economías de forma individual.

Siguiendo la clasificación por nivel de rentas del World Bank (2025), se incluye al menos una economía de cada región en la muestra. Si suponemos que las economías de rentas altas son economías desarrolladas y las economías de rentas media-alta y media-baja son economías en vías de desarrollo, tenemos 17 economías desarrolladas y 7 economías en vías de desarrollo en dicha muestra.

Los pagos digitales se definen, según Committee on Payments and Market Infrastructures (2017), como el valor de las transacciones digitales minoristas, medido en millones de

unidades monetarias. Las transacciones digitales engloban las transferencias de crédito, las domiciliaciones bancarias, los cheques y los pagos con tarjeta y dinero electrónico, entre otros. La variable que se escoge es *Value of cashless payments, total*, que se denota como *DPV (Digital Payments Value)* o su transformación logarítmica $\ln DPV$. Dicha variable se descompone en otras variables desagregadas que no analizaremos en dicho estudio, al igual que los índices de libertad económica que se definirán a continuación.

Economic Freedom of the World del Fraser Institute, según Gwartney et al. (2025), es un conjunto de indicadores que engloban actividades económicas tales como la libertad de trabajar, hacer negocios, realizar contratos y la tenencia de la propiedad privada y su uso productivo. Los individuos son más libres económicamente cuando pueden tomar gran parte de sus decisiones económicas, siempre que sus decisiones respeten la libertad de los demás. Está integrado por 45 componentes y subcomponentes agrupados en 5 áreas: (i) tamaño gubernamental, (ii) sistema legislativo y derechos de propiedad, (iii) buen estado del dinero, (iv) libertad del comercio internacional, y (v) regulación. La variable agregada, sus componentes y subcomponentes se valoran de 0 a 10, siendo 0 la menor libertad económica y 10 la mayor libertad económica. La variable agregada se denominará como *EFF (Economic Freedom Fraser)*.

Index of Economic Freedom de Heritage Foundation (2026) es la libertad de los individuos de trabajar, producir, consumir e invertir en cualquier ámbito que le plazca. Los gobiernos permiten que el trabajo, el capital y los bienes circulen libremente, y se abstienen de la coerción o restricción de la libertad, salvo que sea necesario para proteger y mantener dicha libertad. Este índice consta de 12 componentes, clasificados en 4 pilares: (i) imperio de la ley, (ii) tamaño gubernamental, (iii) eficiencia regulatoria, y (iv) apertura de los mercados. La variable agregada y sus componentes están valorados de 0 a 100, siendo 0 la menor libertad económica y 100 la mayor libertad económica. La variable agregada se denominará como *EFH (Economic Freedom Heritage)*.

Las variables de control de World Bank (2026) son las siguientes:

- ❖ *GDP per capita, PPP (constant 2021 international \$)*. El Producto Interior Bruto (PIB) es la renta total generada por la producción de bienes y servicios en una economía durante un periodo concreto. Pueden ser medidos a través de estimaciones de gasto, de renta o de producción. Además, se deflacta por el nivel de población y la inflación. El año base es el 2021 y está ajustado por Paridad de

Poder Adquisitivo (PPA), convirtiendo diferentes divisas en una divisa común que elimina las diferencias de precios entre países, permitiendo su comparación internacional. Se denota a esta variable como *GDP* o su transformación logarítmica *lnGDP*.

- ❖ *Inflation, consumer prices (annual %)*. Es el incremento del nivel general de los precios de una economía. Precios medidos a través del Índice de Precios al Consumo (IPC), que considera el coste de un consumidor medio en adquirir una cesta de bienes y servicios, con año base 2015. Se denota a esta variable como *INFLATION*.
- ❖ *Employment to population ratio, 15+, total (%) (modelled ILO estimate)*. Es la proporción de individuos que están empleados. Empleados se definen, según la Organización Internacional del Trabajo (OIT), aquellos individuos en edad de trabajar (normalmente a partir de los 15 años) que están implicados en cualquier actividad que produzca bienes o provea servicios, de los cuales se les paguen u obtengan unos beneficios en un periodo de tiempo. Los ratios tienen limitaciones como los sesgos de género (mujeres que no se las consideran empleadas), inclusión de las fuerzas armadas en los ratios pero no en las estadísticas de empleo, distintos rangos de edad para definir la fuerza laboral, inclusión o no de trabajadores de empleo estacional en las estadísticas, etc. Se denomina a esta variable como *EMPLOYMENT*.
- ❖ *Control of Corruption: Estimate*. Mide la percepción del poder público para actuar en beneficio propio, en todas sus formas posibles, como la “captura” del regulador por las élites o por los intereses privados. Se mide en unidades de una distribución normal con media 0 y desviación típica 1, entre aproximadamente -2.5 y 2.5, donde valores más altos corresponden a mejores indicadores de gobernanza. Tiene limitaciones para poder llevar a cabo políticas efectivas que palíen las debilidades institucionales de cada economía, por lo que solo es una herramienta útil para la comparación internacional y la evaluación de sus tendencias a lo largo del tiempo. Se denota a esta variable como *CORRUPTION*.
- ❖ *Individuals using the Internet (% of population)*. Son los individuos que hayan usado el Internet en los últimos 3 meses desde cualquier lugar del mundo. El uso de Internet engloba ordenadores, móviles, televisión, etc. Dicha variable da una idea general del uso de Internet gracias a los datos de las distintas operadoras de

telecomunicaciones, pero es limitado. Se denota a esta variable como *INTERNET*.

- ❖ *Trade (% of GDP)*. El comercio es la suma de las exportaciones e importaciones de bienes y servicios. Está expresado en porcentaje del PIB. Se denota a esta variable como *TRADE*.

Para el análisis econométrico se emplea el programa Stata (versión 18). Los contrastes se hacen con un nivel de significación al 5% y se analizan las variables *DPV* y *GDP* en logaritmos, mientras que se considera el nivel para el resto de las variables.

En primer lugar, se analiza la causalidad entre pagos digitales y libertad económica usando el contraste de causalidad de Dumitrescu y Hurlin (2012). Sin embargo, este contraste requiere que las variables sean estacionarias. Por ello, se analiza primero la estacionariedad de las variables. Según Baltagi (2013), en datos de panel, existen los contrastes de raíz unitaria de primera generación (supuesto de independencia transversal) y de segunda generación (supuesto de dependencia transversal). Siguiendo a Pesaran (2015), la hipótesis nula de dependencia transversal débil es más apropiada que la de independencia transversal (Pesaran, 2021), ya que puede ser más restrictivo en los casos donde N es grande (10 unidades transversales o más).

Se considera el siguiente modelo en datos de panel:

$$y_{it} = \beta_i' x_{it} + u_{it} \quad \text{para} \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T$$

donde i son las unidades transversales, t el tiempo; x_{it} es un vector de $(k + 1) \times 1$ regresores variables en el tiempo, que puede contener valores retardados de y_{it} ; y el error $u_{it} \sim i.i.d(0, \sigma_i^2) \forall t$.

Sea α el exponente de la dependencia transversal. Toma valores entre 0 y 1, siendo 1 el mayor grado de dependencia transversal. Si $\alpha \in [0, 1/2)$, hay dependencia transversal débil y si $\alpha \in (1/2, 1]$, hay dependencia transversal fuerte. Por tanto, la hipótesis nula (H_0) de dependencia transversal débil es $\alpha < (2 - \epsilon)/4$, donde $0 < \epsilon \leq 1$; y la hipótesis alternativa (H_1) de dependencia transversal fuerte es $\alpha > (2 - \epsilon)/4$. El estadístico de contraste es:

$$CD = \sqrt{\frac{2}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \sqrt{T} \hat{\rho}_{ij} \right) \sim N(0,1)$$

donde $\hat{\rho}_{ij}$ es la estimación muestral de la correlación por pares de los residuos:

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T u_{it} u_{jt}}{\sqrt{\sum_{t=1}^T u_{it}^2} \sqrt{\sum_{t=1}^T u_{jt}^2}}$$

Dado que el comando de Stata relativo al contraste de Pesaran (2007) no elige automáticamente el número de retardos, vamos a emplear el contraste de Wooldridge (2010) como criterio de selección de los retardos, porque Pesaran (2007) indica que los retardos se ajustan en base al orden de autocorrelación, empleando 0 y 1 retardos en sus simulaciones de Monte Carlo. El modelo considerado en Wooldridge (2010) es un proceso autorregresivo de orden 1 o AR(1):

$$y_t = \rho_i y_{t-1} + u_t, \quad E(u_t) = 0$$

La hipótesis nula de ausencia de autocorrelación es $\rho_i = 0$ y la hipótesis alternativa de autocorrelación de orden 1 es $\rho_i = 1$. El estadístico de contraste es:

$$F = t^2 = \left(\frac{\hat{\rho}_i}{SE(\hat{\rho}_i)} \right)^2 \sim F_{1, N-k}$$

donde t es el estadístico t-Student con $N - k$ grados de libertad, SE el error estándar, N el tamaño muestral y k el número de parámetros estimados.

El modelo considerado en Pesaran (2007) es el siguiente:

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + u_{it}$$

donde $\bar{y}_{t-1} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{i,t-1}$ y $\Delta \bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta y_{i,t}$ capturan los factores comunes entre unidades transversales. La hipótesis nula es la existencia de raíz unitaria en todos los paneles, es decir, $\beta_i = 0 \forall i$, frente a la hipótesis alternativa de estacionariedad en algunos paneles, es decir, $\beta_i < 0, i = 1, 2, \dots, N_1$, $\beta_i = 0, i = N_1 + 1, N_2 + 2, \dots, N$. El estadístico de contraste se construye a través de dos pasos:

1. Se calcula el t-ratio individual: $t_i = \frac{\hat{\beta}_i}{SE(\hat{\beta}_i)}$.
2. Se calcula el promedio de los estadísticos individuales: $CADF = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i$.

También es posible calcular el estadístico asociado a la inversa de la distribución normal en el caso de un panel no balanceado: $Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_{iT})$, donde p_{iT} es el p-valor correspondiente al test de raíz unitaria de la i -ésima unidad transversal.

Se analiza si existe una posible relación a largo plazo entre las variables principales (EFF , EFH y $\ln DPV$) puesto que son variables integradas de orden 1 ($I(1)$). Al no ser estacionarias en niveles, las variables pueden estar asociadas entre sí en una regresión por tener una tendencia común y crecer a lo largo del tiempo simultáneamente, lo que puede conllevar a regresiones espurias. Los contrastes de Kao (1999) y Pedroni (1999, 2004) no ajustan por dependencia transversal, mientras que Westerlund (2005) la ajusta extrayendo las medias respecto a los efectos temporales comunes. En dichos contrastes, basados en los residuos de una regresión, cuanto mayor sea la endogeneidad presente en los regresores, menor es su potencia estadística porque pueden imponer un efecto temporal común inválido. Por tanto, Westerlund (2007) desarrolló un nuevo test de cointegración basado en la corrección del error, en el cual supone que los regresores son exógenos débilmente; además de buenas propiedades en muestras pequeñas y una mayor potencia respecto a los tests basados en los residuos. Se emplea el bootstrap como solución a la dependencia transversal de las variables. El modelo considerado es el siguiente:

$$\Delta y_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i y_{it-1} + \lambda_i' x_{it} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + u_{it}$$

donde $d_t = (1, t)'$ es el componente determinístico y $\delta_i = (\delta_{1i}, \delta_{2i})'$ el vector de parámetros asociado, α_i es el parámetro de corrección del error y $\lambda_i = -\alpha_i \beta_i$, donde β_i es el vector que define la relación de equilibrio a largo plazo entre x_{it} e y_{it} . Cualquier desviación del equilibrio requiere de una corrección comprendido entre $-2 < \alpha_i \leq 0$. Si $\alpha_i < 0$, hay corrección del error, lo que implica que y_{it} y x_{it} están cointegrados. Mientras que si $\alpha_i = 0$, no hay corrección del error, lo que implica que y_{it} y x_{it} no están cointegrados. A raíz de esto, se proponen cuatro estadísticos de contraste:

- ❖ Estadísticos de medias grupales: $G_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\alpha}_i}{SE(\hat{\alpha}_i)}$ y $G_\alpha = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T\hat{\alpha}_i}{\hat{\alpha}_i(1)}$. El contraste es no cointegración para todas las unidades transversales ($H_0: \alpha_i = 0 \forall i$) frente a cointegración en al menos una unidad transversal ($H_1^g: \alpha_i < 0$ para algún i).

- ❖ Estadísticos de panel: $P_\tau = \frac{\hat{\alpha}}{SE(\hat{\alpha})}$ y $P_\alpha = T\hat{\alpha}$. El contraste es no cointegración para todas las unidades transversales ($H_0: \alpha_i = 0 \forall i$) frente a cointegración en todas las unidades transversales ($H_1^p: \alpha_i < 0 \forall i$).

Según Westerlund (2007), a través de simulaciones de Monte Carlo se observa que los estadísticos G_τ y P_τ son robustos ante dependencia transversal. Para emplear el bootstrap, el modelo estimado por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) es:

$$\Delta y_{it} = \sum_{j=1}^{p_i} \hat{\alpha}_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{p_i} \hat{\gamma}_{ij} \Delta x_{it-j} + \hat{u}_{it}$$

Tras analizar la estacionariedad de las variables, se realiza el contraste de Dumitrescu y Hurlin (2012), con el fin de establecer la relación de causalidad, en el sentido de Granger, de las variables relacionadas con los pagos digitales y la libertad económica. Sean x e y dos variables estacionarias observadas por N individuos en T periodos. Para cada individuo $i = 1, \dots, N$, en el tiempo $t = 1, \dots, T$, consideramos el siguiente modelo lineal:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + u_{i,t}$$

con $K \in \mathbb{N}^*$ y $\beta_i = (\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(K)})'$. Por simplificar, el efecto individual α_i se supone fijo en el tiempo. Las condiciones iniciales $(y_{i,-K}, \dots, y_{i,0})$ y $(x_{i,-K}, \dots, x_{i,0})$ de los procesos $y_{i,t}$ y $x_{i,t}$ son dadas y observables. Asumimos que el orden de retardos K son idénticos para todas las unidades transversales del panel. Los parámetros autorregresivos $\gamma_i^{(k)}$ y los coeficientes de la regresión $\beta_i^{(k)}$ son constantes en el tiempo y variables entre unidades transversales. La hipótesis nula es que x no causa en el sentido de Granger a y , es decir, $\beta_i = 0 \forall i = 1, \dots, N$; y la hipótesis alternativa es que x causa en el sentido de Granger a y en algunos paneles, es decir, $\beta_i = 0 \forall i = 1, \dots, N_1$; $\beta_i \neq 0 \forall i = N_1 + 1, N_2 + 2, \dots, N$. El estadístico de contraste (panel balanceado) que no requiere que T y N tiendan a infinito secuencialmente es

$$\tilde{Z}_N^{Hnc} = \frac{\sqrt{N}[W_{N,T}^{Hnc} - E(\tilde{W}_{i,T})]}{\sqrt{Var(\tilde{W}_{i,T})}}$$

y el estadístico de contraste $\tilde{Z}_N^{Hnc}$ ajustado a paneles no balanceados es:

$$\tilde{Z}_N^{Hnc} = \frac{\sqrt{N}[W_{N,T}^{Hnc} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(\tilde{W}_{i,T})]}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N Var(\tilde{W}_{i,T})}}$$

donde $W_{N,T}^{Hnc} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T}$ es el estadístico promedio de los estadísticos de Wald individuales ($W_{i,T}$) bajo la hipótesis nula; y $E(\tilde{W}_{i,T})$ y $Var(\tilde{W}_{i,T})$ son los dos primeros momentos de los estadísticos de Wald individuales asintóticos ($\tilde{W}_{i,T}$). Las propiedades asintóticas del estadístico de contraste no cambian significativamente pese a ser un panel no balanceado.

Además, se realizará un ejercicio de robustez con un panel balanceado con las variables *EFF*, *EFH* y *lnDPV*: se descartan las economías de Rusia, Países Bajos y España por la falta de algunas observaciones en la variable *lnDPV*. Esto es para establecer la relación de causalidad, en el sentido de Granger, robusto con un panel balanceado. Posteriormente, se analiza la cointegración de todas las variables del modelo, puesto que todas son I(1).

Siguiendo a Greene (2008) y a Jiménez-Rodríguez (2025), para decidir la mejor especificación del modelo en datos de panel, el modelo que se considera es:

$$y_{it} = \alpha + \beta x'_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T$$

donde x_{it} es un vector que contiene las k variables, β es un vector de k parámetros, i representa los individuos, t representa el tiempo y u_{it} es el término de error, que puede descomponerse en $u_{it} = \mu_i + w_i + v_{it}$, donde μ_i captura la heterogeneidad causada por los efectos individuales derivados de variables inobservables, w_i captura la heterogeneidad causada por los efectos temporales derivados de variables inobservables y v_{it} es el término de error aleatorio que satisface los supuestos del Modelo de Regresión Lineal. Consideramos solo la heterogeneidad causada por los efectos individuales, por tanto, $u_{it} = \mu_i + v_{it}$, donde $w_t = 0 \forall t$.

Se estima una regresión por MCO del modelo agrupado ($\mu_i = 0 \forall i$). La desventaja de dicho modelo es que ignora la estructura de los datos de panel, por lo que se estima un modelo de efectos fijos individuales por MCO, donde μ_i se permite que sea diferente para cada individuo. A través del contraste del estadístico F , bajo la hipótesis nula de modelo agrupado ($H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_i$); frente la hipótesis alternativa de modelo de efectos fijos individuales ($H_1: \text{No } H_0$). El estadístico de contraste es:

$$F = \frac{(SRR - SR)/(N - 1)}{SR/(NT - N - k)} \sim F_{N-1, N(T-1)-k}$$

donde SRR es la suma de los cuadrados de los residuos del modelo restringido, SR es la suma de los cuadrados de los residuos y k el número de restricciones.

Posteriormente, se estima por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG) el modelo de efectos aleatorios, donde μ_i se considera una variable aleatoria. Por tanto, $\mu_i \sim i.i.d.(0, \sigma_\mu^2)$, $v_{it} \sim i.i.d.(0, \sigma_v^2)$; y μ_i y v_{it} son independientes. Además, x_{it} es independiente de $\mu_i \forall i$ y $v_{it} \forall i$ y $\forall t$. A través del contraste de Breusch y Pagan (1980), bajo la hipótesis nula de modelo agrupado ($H_0: \sigma_\mu^2 = 0$); frente la hipótesis alternativa de modelo de efectos aleatorios ($H_1: \sigma_\mu^2 \neq 0$). El estadístico de contraste es:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left(\frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} - 1 \right)^2 \sim \chi_1^2$$

Contraste de Hausman (1978). Sea el vector $\hat{q}_1 = \hat{\beta}_{EA} - \hat{\beta}_{EF}$, donde $\hat{\beta}_{EA}$ es el estimador del modelo de efectos aleatorios y $\hat{\beta}_{EF}$ es el estimador del modelo de efectos fijos individuales. Bajo la hipótesis nula de modelo de efectos aleatorios $H_0: \underset{N \rightarrow \infty}{plim} \hat{q}_1 = 0$; frente a la hipótesis alternativa de modelo de efectos fijos individuales $H_1: \underset{N \rightarrow \infty}{plim} \hat{q}_1 \neq 0$.

El estadístico de contraste es el siguiente:

$$H = (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{EA})' [Var(\hat{\beta}_{EF}) - Var(\hat{\beta}_{EA})]^{-1} (\hat{\beta}_{EA} - \hat{\beta}_{EF}) \sim \chi_k^2$$

donde $Var(\hat{\beta}_{EF})$ y $Var(\hat{\beta}_{EA})$ son las varianzas de los estimadores del modelo de efectos fijos y del modelo de efectos aleatorios, respectivamente.

El modelo planteado es:

$$\begin{aligned} \ln DPV_{it} = & \alpha_i + \beta_1 EFF_{it} + \beta_2 \ln GDP_{it} + \beta_3 INFLATION_{it} + \beta_4 EMPLOYMENT_{it} \\ & + \beta_5 CORRUPTION_{it} + \beta_6 INTERNET_{it} + \beta_7 TRADE_{it} + u_{it} \end{aligned}$$

$$u_{it} = \mu_i + v_{it}$$

La especificación del modelo se basará en los contrastes de hipótesis anteriores: estadístico F , Breusch y Pagan (1980) y Hausman (1978).

3. RESULTADOS

La Tabla 1 muestra los resultados del contraste de Pesaran (2015), observándose que el p-valor asociado al estadístico CD es menor que el nivel de significación al 5%, por lo que se rechaza la hipótesis nula en todos los casos, es decir, hay dependencia transversal fuerte en todas las variables. Nótese que los resultados de las variables EFF , EFH y $lnDPV$ son robustos en un panel balanceado.

Tabla 1. Contraste de Pesaran (2015)

Variables	CD
EFF	20.51*** (0.000)
EFH	7.43*** (0.000)
$lnDPV$	14.79*** (0.000)
$lnGDP$	37.29*** (0.000)
$INFLATION$	27.65*** (0.000)
$EMPLOYMENT$	18.44*** (0.000)
$CORRUPTION$	2.63*** (0.008)
$INTERNET$	41.69*** (0.000)
$TRADE$	16.65*** (0.000)

Nota: Bajo la hipótesis nula, hay dependencia transversal débil y bajo la hipótesis alternativa, hay dependencia transversal fuerte. P-valores entre paréntesis. Uno/dos/tres asteriscos denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%/5%/1% de significatividad, respectivamente.

La Tabla 2 muestra los resultados del contraste de Wooldridge (2010). En niveles, dado que el p-valor asociado al estadístico F es menor que el nivel de significación al 5%, se rechaza la hipótesis nula, es decir, existencia de autocorrelación de orden 1 en todas las variables. Por ello, se emplea 1 retardo en el contraste de Pesaran (2007).

Tabla 2. Contraste de Wooldridge (2010)

Variables	Niveles	Primeras diferencias
-----------	---------	----------------------

<i>EFF</i>	27.484*** (0.0000)	0.606 (0.4443)
<i>EFH</i>	21.917*** (0.0001)	4.503** (0.0448)
<i>lnDPV</i>	96.296*** (0.0000)	5.965** (0.0227)
<i>lnGDP</i>	35.337*** (0.0000)	0.053 (0.8193)
<i>INFLATION</i>	364.141*** (0.0000)	10.217*** (0.0040)
<i>EMPLOYMENT</i>	42.747*** (0.0000)	1.046 (0.3170)
<i>CORRUPTION</i>	71.120*** (0.0000)	0.030 (0.8638)
<i>INTERNET</i>	97.699*** (0.0000)	0.678 (0.4186)
<i>TRADE</i>	28.483*** (0.0000)	15.111*** (0.0007)

Nota: Bajo la hipótesis nula, hay ausencia de autocorrelación y bajo la hipótesis alternativa, hay autocorrelación de orden 1. P-valores entre paréntesis. Uno/dos/tres asteriscos denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%/5%/1% de significatividad, respectivamente.

En primeras diferencias, las variables *EFF*, *lnGDP*, *EMPLOYMENT*, *CORRUPTION* e *INTERNET*, dado que el p-valor asociado al estadístico *F* es mayor que el nivel de significación al 5%, no se rechaza la hipótesis nula, es decir, ausencia de autocorrelación en esas variables. Por ello, se emplea 0 retardos en el contraste de Pesaran (2007). Sin embargo, las variables *EFH*, *lnDPV*, *INFLATION* y *TRADE*, dado que el p-valor asociado al estadístico *F* es menor que el nivel de significación al 5%, se rechaza la hipótesis nula, es decir, existencia de autocorrelación de orden 1. Por tanto, se emplea 1 retardo en el contraste de Pesaran (2007).

En el ejercicio de robustez con un panel balanceado se analiza de la misma manera para la elección del número de retardos a emplear en el contraste de Pesaran (2007).

La Tabla 3 muestra los resultados del contraste de Pesaran (2007). Se observa que todas las variables son *I*(1), mientras que en primeras diferencias son integradas de orden 0 (*I*(0)), es decir, variables estacionarias en primeras diferencias. Los resultados de las variables *EFF*, *EFH* y *lnDPV* son robustos en un panel balanceado.

Tabla 3. Contraste de Pesaran (2007)

Variables	Niveles		Primeras diferencias
	Constante y tendencia	Constante	Constante
<i>EFF</i>	-3.166*** (0.000)	-1.983 (0.120)	-2.940*** (0.000)
<i>EFH</i>	-2.071 (0.796)	-1.478 (0.859)	-2.279*** (0.006)
<i>lnDPV</i>	-0.760 (0.224)	-1.951** (0.026)	-2.776*** (0.003)
<i>lnGDP</i>	-1.533 (0.999)	-1.149 (0.994)	-2.409*** (0.001)
<i>INFLATION</i>	-2.550 (0.102)	-2.557*** (0.000)	-2.540*** (0.000)
<i>EMPLOYMENT</i>	-1.514 (0.999)	-1.013 (0.999)	-2.732*** (0.000)
<i>CORRUPTION</i>	-2.345 (0.355)	-1.686 (0.559)	-2.698*** (0.000)
<i>INTERNET</i>	-2.426 (0.234)	-2.382** (0.002)	-3.152*** (0.000)
<i>TRADE</i>	-2.147 (0.689)	-1.789 (0.379)	-2.223** (0.012)

Nota: Bajo la hipótesis nula, existencia de raíz unitaria en todos los paneles y bajo la hipótesis alternativa, estacionariedad en algunos paneles. P-valores entre paréntesis. Uno/dos/tres asteriscos denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%/5%/1% de significatividad, respectivamente. Los valores críticos usados para el contraste de Pesaran (2007) son los siguientes: (a) Modelo con constante y tendencia: -2.590 (10%), -2.690 (5%) y -2.880 (1%); y (b) Modelo constante: -2.070 (10%), -2.170 (5%) y -2.340 (1%). La variable *lnDPV*, al ser panel no balanceado, solo se computa el estadístico *CADF* estandarizado a una distribución normal y el p-valor.

La Tabla 4 muestra los resultados del contraste de Westerlund (2007). Se observa que no se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, por tanto, no existe una relación de largo plazo entre las variables de pagos digitales y libertad económica. Dicho resultado es robusto con un panel balanceado.

Tabla 4. Contraste de Westerlund (2007)

	G_{τ}	G_{α}	P_{τ}	P_{α}
<i>lnDPV & EFF</i>	-0.858 (0.421)	-1.394 (0.741)	1.002 (0.815)	0.301 (0.814)
<i>lnDPV & EFH</i>	-1.164	-3.387*	-4.857	-2.275*

	(0.171)	(0.076)	(0.111)	(0.059)
<i>EFF & lnDPV</i>	0.177	-0.284	-2.451	-0.644
	(0.940)	(0.939)	(0.358)	(0.436)
<i>EFH & lnDPV</i>	-0.751	-1.054	-1.345	-0.314
	(0.335)	(0.779)	(0.493)	(0.526)
<i>EFH & EFF</i>	-0.179	-0.285	0.071	0.023
	(0.815)	(0.921)	(0.654)	(0.654)
<i>EFF & EFH</i>	-1.360*	-2.595	-4.844*	-1.769
	(0.073)	(0.239)	(0.096)	(0.109)

Nota: Bajo la hipótesis nula, no cointegración y bajo la hipótesis alternativa, cointegración. P-valores robustos por bootstrap entre paréntesis. Uno/dos/tres asteriscos denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%/5%/1% de significatividad, respectivamente. El número de retardos empleados son los seleccionados por el criterio de información de Akaike. La semilla es 12345 para su reproducibilidad y el número de repeticiones en el bootstrap es 800 (siendo el máximo en Stata versión 18).

Tabla 5. Contraste de Dumitrescu y Hurlin (2012)

Causalidad en el sentido de Granger	Ejercicio con la muestra original	Ejercicio de robustez con panel balanceado
<i>lnDPV ⇒ EFF</i>	-1.0161 (0.3096)	-0.8645 (0.3873)
<i>lnDPV ⇒ EFH</i>	2.5660** (0.0103)	1.0678 (0.2856)
<i>EFF ⇒ lnDPV</i>	3.3805*** (0.0007)	3.7069*** (0.0002)
<i>EFH ⇒ lnDPV</i>	-1.0923 (0.2747)	-0.8836 (0.3769)
<i>EFH ⇒ EFF</i>	-1.2214 (0.2219)	-1.0281 (0.3039)
<i>EFF ⇒ EFH</i>	0.5166 (0.6055)	-0.3753 (0.7075)

Nota: Bajo la hipótesis nula, x no causa en el sentido de Granger a y ; bajo la hipótesis alternativa, x causa en el sentido de Granger a y . P-valores entre paréntesis. Uno/dos/tres asteriscos denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%/5%/1% de significatividad, respectivamente. Resultados del estadístico *Z-bar tilde* porque es el estadístico adaptado a datos de panel no balanceado y $N > T$. El número de retardos empleado es 1, seleccionado automáticamente en Stata.

Según la Tabla 5, las primeras diferencias de *lnDPV* causan en el sentido de Granger a las primeras diferencias de *EFH*; y las primeras diferencias de *EFF* causan en el sentido de Granger a las primeras diferencias de *lnDPV* (p-valores inferiores al nivel de significación al 5%). Ante la duda, puesto que la posible causalidad bidireccional está

presente con índices de libertad económica distintos, realizamos el mismo contraste con un panel balanceado. En definitiva, se observa que las primeras diferencias de *EFF* causan en el sentido de Granger a las primeras diferencias de *lnDPV*, siendo un resultado robusto y la confirmación de una causalidad unidireccional entre dichas variables.

Tabla 6. Contraste de Westerlund (2007) del modelo

<i>lnDPV</i>	G_{τ}	G_{α}	P_{τ}	P_{α}
<i>EFF</i>	0.177 (0.940)	-0.284 (0.939)	-2.451 (0.358)	-0.644 (0.436)
<i>lnGDP</i>	-1.104 (0.133)	-2.823* (0.090)	2.546 (0.961)	0.819 (0.978)
<i>INFLATION</i>	1.146 (0.995)	0.073 (0.968)	2.855 (0.804)	0.043 (0.605)
<i>EMPLOYMENT</i>	-0.337 (0.670)	0.786 (0.986)	2.813 (0.889)	0.685 (0.810)
<i>CORRUPTION</i>	-0.045 (0.900)	-0.191 (0.975)	1.671 (0.776)	0.046 (0.641)
<i>INTERNET</i>	-0.178 (0.871)	-0.396 (0.951)	3.176 (0.855)	0.097 (0.641)
<i>TRADE</i>	-0.041 (0.834)	-0.152 (0.941)	-1.622 (0.459)	-0.148 (0.568)

Nota: Bajo la hipótesis nula, no cointegración y bajo la hipótesis alternativa, cointegración. P-valores robustos por bootstrap entre paréntesis. Uno/dos/tres asteriscos denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%/5%/1% de significatividad, respectivamente. El número de retardos empleados son los seleccionados por el criterio de información de Akaike. La semilla es 12345 para su reproducibilidad y el número de repeticiones en el bootstrap es 800 (siendo el máximo en Stata versión 18). La variable dependiente es *lnDPV* y el resto son las variables explicativas y de control.

En la Tabla 6, no se encuentra evidencia de cointegración entre las variables del modelo. Por ello, no resulta necesario incorporar un término de corrección del error en la especificación econométrica.

El proceso de especificación del modelo en datos de panel se hace a través de tres contrastes de hipótesis:

- 1) Modelo agrupado vs Modelo de efectos fijos. Contraste a través del estadístico F ($F(23,250) = 650.72$). Dado que el p-valor es menor que el nivel de significación al 5%, se rechaza la hipótesis nula. Por tanto, se prefiere el modelo de efectos fijos.

- 2) Modelo agrupado vs Modelo de efectos aleatorios. Contraste de Breusch y Pagan (1980) a través del estadístico χ^2 ($\chi^2_1 = 1270.15$). Dado que el p-valor es menor que el nivel de significación al 5%, se rechaza la hipótesis nula. Por tanto, se prefiere el modelo de efectos aleatorios.
- 3) Modelo de efectos aleatorios vs Modelo de efectos fijos. Contraste de Hausman (1978) a través del estadístico χ^2 ($\chi^2_7 = 94.54$). Dado que el p-valor es menor que el nivel de significación al 5%, se rechaza la hipótesis nula. Por tanto, se prefiere el modelo de efectos fijos.

Tabla 7. Regresión del modelo de efectos fijos

$\ln DPV$	β	t	$p\text{-values}$
<i>EFF</i>	-0.2206116** (0.1066668)	-2.07	0.040
<i>lnGDP</i>	2.682842*** (0.2641306)	10.16	0.000
<i>INFLATION</i>	0.0176215*** (0.0044624)	3.95	0.000
<i>EMPLOYMENT</i>	-0.0518732*** (0.0111116)	-4.67	0.000
<i>CORRUPTION</i>	-0.4038*** (0.127024)	-3.18	0.002
<i>INTERNET</i>	0.0108988*** (0.0018589)	5.86	0.000
<i>TRADE</i>	0.00162 (0.002126)	0.76	0.447
α_i	-6.325396** (2.75103)	-2.30	0.022

Nota: Uno/dos/tres asteriscos denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%/5%/1% de nivel de significación, respectivamente. La variable dependiente es $\ln DPV$ (el resto son variables independientes y α_i es una constante), los errores estándar están entre paréntesis, β son los coeficientes, t son los t-ratios y $p\text{-values}$ son los p-valores asociados al estadístico t . El número de observaciones son 281, el $R^2 = 0.6880$ y el p-valor asociado al estadístico F ($F(7,250) = 78.74$) es inferior al 5%.

Según la Tabla 7, un aumento de una unidad en el índice de libertad económica de Fraser (es decir, 1 punto de la escala de 0 a 10) se asocia con una disminución de 22.06% en los pagos digitales, *ceteris paribus*: si los individuos esperan tener una mayor libertad en sus transacciones económicas, los pagos digitales deben disminuir ya que suponen un mayor control de esas transacciones, además de posibles amenazas contra la seguridad y los

propios intereses de los individuos. Un aumento del 1% del PIB da lugar a un incremento 2.68% en los pagos digitales, *ceteris paribus*: es esperable que un mayor crecimiento económico implique una sofisticación las transacciones económicas porque se busca una mayor eficiencia en los intercambios. Un incremento de un punto porcentual en la tasa de inflación provoca un aumento 1.76% en los pagos digitales, *ceteris paribus*: es esperable que ante un incremento del nivel de inflación hace que el dinero digital sea más cómodo de utilizar. Un aumento de un punto porcentual en la tasa de empleo se asocia con una reducción de 5.19% en los pagos digitales, *ceteris paribus*: es esperable que la necesidad de más personal humano para realizar las transacciones monetarias entre agentes económicos tienda a reducir una parte del uso del dinero digital. Un aumento de una unidad en el indicador de corrupción causa una disminución de 40.38% en los pagos digitales, *ceteris paribus*: es esperable que la manipulación de los recursos públicos sea mayor cuando menores sean las transacciones digitales. Un incremento de un punto porcentual en el uso de Internet se asocia con un aumento de 1.09% en los pagos digitales, *ceteris paribus*: es esperable que una mayor proporción de individuos que usen Internet pueda favorecer el uso de los pagos digitales. Una subida de un punto porcentual en el comercio causa un aumento de 0.16% en los pagos digitales, *ceteris paribus*: es esperable que al tener relaciones comerciales con otras economías, las transacciones entre agentes económicos sean más variadas y eficientes.

Cada variable del modelo está relacionada con un aspecto económico: la libertad económica, el crecimiento económico, los desequilibrios macroeconómicos, el mercado laboral, la calidad institucional, la infraestructura digital y el comercio exterior. Y cada una contribuye positiva o negativamente a los pagos digitales. En especial, por el análisis principal de este trabajo, se observa una relación negativa entre libertad económica y pagos digitales. Se podría hablar de un posible coste de oportunidad: para que la seguridad y los propios intereses de los individuos no se vean amenazados, se opta por una menor digitalización de los métodos de pago porque éstos suponen un control adicional.

La mayoría de las variables son significativas individualmente (según el estadístico t), exceptuando la variable *TRADE*. Asimismo, el contraste F indica que el conjunto de variables explicativas es estadísticamente significativo.

Dado que el $R^2 = 0.6880$, como medida de la bondad de ajuste del modelo, un 68.80% de la variabilidad de los datos viene explicada por el modelo planteado.

4. CONCLUSIONES

Hace 250 años, Adam Smith (1776/2005) escribió *La riqueza de las naciones*, libro por el cual se consolida los fundamentos del estudio de la economía moderna. Entre los conceptos introducidos no se habla de libertad económica *per se*, pero su definición en la actualidad, seguido de los dos grandes indicadores de libertad económica (Fraser y Heritage), guarda relación con la idea de que los individuos actúan racionalmente para la consecución de sus propios intereses bajo un Estado de derecho, lo que puede traducirse, indirectamente, en una mejora del bienestar social. En la actualidad, los pagos digitales son una nueva forma de transacción económica entre los agentes económicos, cuya adopción presenta tendencias heterogéneas entre las economías, y con potenciales implicaciones para la privacidad y la libertad económica de los individuos, en la medida en que la sustitución de medios de pago anónimos por instrumentos digitales incrementa la capacidad de seguimiento y control de las operaciones económicas.

Los resultados señalan que dada esta muestra ($N = 24$ y $T = 12$), la libertad económica de Fraser causa en el sentido de Granger a los pagos digitales del BIS. Además, una mayor libertad económica implica un menor uso de los pagos digitales, por lo que economías como China, que presentan índices de libertad económica menores que los de España, uno de los factores determinantes podría ser por su gran proporción de pagos digitales. Una mayor libertad económica como la descrita por Adam Smith (1776/2005) tiene un coste de oportunidad: la búsqueda del interés propio en el libre mercado hace que haya un menor progreso en las nuevas formas de pago porque genera desconfianza o preocupación por la seguridad individual. La libertad económica no contribuye a la adopción de los pagos digitales. Otras implicaciones tienen relación con el crecimiento económico, los desequilibrios macroeconómicos, el mercado laboral, la calidad institucional, la infraestructura digital y el comercio exterior.

Para futuras líneas de investigación, sería interesante poder disponer de una mayor muestra, dado que 24 economías y 12 años es una muestra relativamente pequeña, cuyas inferencias deben tratarse con precaución. Además, el empleo de las variables desagregadas de los pagos digitales y la libertad económica podría ser interesante para analizar cuáles son sus efectos económicos sin el sesgo de la agregación, con el fin de poder establecer políticas más específicas.

5. BIBLIOGRAFÍA

Aguilar, A., Frost, J., Guerra, R., Kamin, S., y Tombini, A. (2024). *Digital payments, informality and economic growth* (Reporte N° 1196). Bank for International Settlements. <https://www.bis.org/publ/work1196.pdf>

Baltagi, B. H. (2013). *Econometric analysis of panel data* (5th ed.). Wiley.

Breusch, T. S., y Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>

Committee on Payments and Market Infrastructures. (2017). *Methodology of the statistics on payments and financial market infrastructures in the CPMI countries (Red Book statistics)*. Bank for International Settlements. <https://www.bis.org/cpmi/publ/d168.pdf>

De Haan, J., y Sturm, J. E. (2000). On the relationship between economic freedom and economic growth. *European Journal of Political Economy*, 16(2), 215-241. [https://doi.org/10.1016/S0176-2680\(99\)00065-8](https://doi.org/10.1016/S0176-2680(99)00065-8)

Doucouliafos, C., y Ulubasoglu, M. A. (2006). Economic freedom and economic growth: Does specification make a difference?. *European Journal of Political Economy*, 22(1), 60-81. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2005.06.003>

Dumitrescu, E. I., y Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>

Greene, W. H. (2008). *Econometric analysis* (6th ed.). Pearson Prentice Hall.

Gwartney, J., Lawson, R., Murphy, R., Mitchell, M. D., Feldmann, H., y Wright, W. (2025). *Economic freedom of the world: 2025 annual report*. Fraser Institute. <https://www.fraserinstitute.org/sites/default/files/2025-10/economic-freedom-of-the-world-2025-annual-report.pdf>

Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>

Heritage Foundation. (2026, Febrero). *About the index of economic freedom*. <https://economicfreedom.heritage.org/pages/about>

Jiménez-Rodríguez, R. (2025). *A review of panel data* [Apuntes de clase no publicados]. Universidad de Salamanca.

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.

[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2)

Nyström, K. (2008). The institutions of economic freedom and entrepreneurship: evidence from panel data. *Public Choice*, 136, 269-282. <https://doi.org/10.1007/s11127-008-9295-9>

Pang, Y. X., Ng, S. H., y Lau, W. T. (2022). Digital cashless payments and economic growth: Evidence from CPPI countries. *Capital Markets Review*, 30(2), 63-89.

<https://mfa-cmr.com/cmr/article/view/93>

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.

<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/1468-0084.0610s1653>

Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), 597-625. <http://www.jstor.org/stable/3533533>

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312.

<https://doi.org/10.1002/jae.951>

Pesaran, M. H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews*, 34(6-10), 1089-1117.

<https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>

Pesaran, M. H. (2021). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. *Empirical Economics*, 60, 13-50. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>

Ram, R. (2014). Measuring economic freedom: a comparison of two major sources. *Applied Economics Letters*, 21(12), 852-856.

<https://doi.org/10.1080/13504851.2014.894620>

Rekha, G., Rajamani, K., y Resmi, G. (2021). *Digital financial inclusion, economic freedom, financial development, and growth: implications from a panel data analysis* (Reporte N° 1244). Asian Development Bank Institute.

<https://hdl.handle.net/10419/238601>

Smith, A. (2005). *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations* (J. Manis, Ed.). The Electronic Classics Series. <https://www.rrojasdatabank.info/Wealth-Nations.pdf> (Obra original publicada en 1776)

Sun, Y. (2025). A study of the impact of digital finance on the economic development of Latin American countries. *International Review of Financial Analysis*, 107, Artículo 104587. [10.1016/j.irfa.2025.104587](https://doi.org/10.1016/j.irfa.2025.104587)

Westerlund, J. (2005). New simple tests for panel cointegration. *Econometric Reviews*, 24(3), 297-316. <https://doi.org/10.1080/07474930500243019>

Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.

<https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2nd ed.). The MIT Press.

World Bank. (2025, Julio). *World Bank country and lending groups*.

<https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups>

World Bank. (2026). *World development indicators* [Base de datos].

<https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>

Yang, Z., Vitenu-Sackey, P. A., Hao, L., y Tao, Y. (2023). Economic freedom, inclusive growth, and financial development: A heterogeneous panel analysis of developing countries. *PLOS ONE*, 18(7), Artículo e0288346.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0288346>

6. ANEXOS

Anexo 1. Contraste de Pesaran (2015) (Ejercicio de robustez con un panel balanceado)

Variables	CD
<i>EFF</i>	16.79*** (0.000)
<i>EFH</i>	7.00*** (0.000)
<i>lnDPV</i>	29.02*** (0.000)

Nota: Bajo la hipótesis nula, hay dependencia transversal débil y bajo la hipótesis alternativa, hay dependencia transversal fuerte. P-valores entre paréntesis. Uno/dos/tres asteriscos denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%/5%/1% de significatividad, respectivamente.

Anexo 2. Contraste de Wooldridge (2010) (Ejercicio de robustez con un panel balanceado)

Variables	Niveles	Primeras diferencias
<i>EFF</i>	19.523*** (0.0003)	0.768 (0.3912)
<i>EFH</i>	15.812*** (0.0007)	6.211** (0.0216)
<i>lnDPV</i>	92.042*** (0.0000)	3.723* (0.0680)

Nota: Bajo la hipótesis nula, hay ausencia de autocorrelación y bajo la hipótesis alternativa, hay autocorrelación de orden 1. P-valores entre paréntesis. Uno/dos/tres asteriscos denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%/5%/1% de significatividad, respectivamente.

Anexo 3. Contraste de Pesaran (2007) (Ejercicio de robustez con un panel balanceado)

Variables	Niveles		Primeras diferencias
	Constante y tendencia	Constante	Constante
<i>EFF</i>	-3.037*** (0.001)	-1.760 (0.434)	-3.209*** (0.000)
<i>EFH</i>	-1.977 (0.877)	-1.562 (0.744)	-2.261** (0.012)
<i>lnDPV</i>	-2.471 (0.194)	-1.977 (0.142)	-3.116*** (0.000)

Nota: Bajo la hipótesis nula, existencia de raíz unitaria en todos los paneles y bajo la hipótesis alternativa, estacionariedad en algunos paneles. P-valores entre paréntesis. Uno/dos/tres asteriscos denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%/5%/1% de significatividad, respectivamente. Los valores críticos usados para el contraste de Pesaran (2007) son los siguientes: (a) Modelo con constante y tendencia: -2.590 (10%), -2.690 (5%) y -2.880 (1%); y (b) Modelo constante: -2.070 (10%), -2.170 (5%) y -2.340 (1%). La variable *lnDPV*, al ser un panel no balanceado, solo se computa el estadístico *CADF* estandarizado a una distribución normal y el p-valor.

Anexo 4. Contraste de Westerlund (2007) (Ejercicio de robustez con un panel balanceado)

	G_{τ}	G_{α}	P_{τ}	P_{α}
<i>lnDPV & EFF</i>	-0.809 (0.480)	-1.253 (0.801)	1.323 (0.834)	0.425 (0.826)
<i>lnDPV & EFH</i>	-1.258* (0.083)	-3.623* (0.062)	-4.988 (0.100)	-2.713** (0.037)
<i>EFF & lnDPV</i>	0.300 (0.961)	-0.118 (0.973)	-2.081 (0.434)	-0.574 (0.503)
<i>EFH & lnDPV</i>	-0.615 (0.520)	-0.797 (0.860)	-0.915 (0.562)	-0.238 (0.583)
<i>EFH & EFF</i>	-0.178 (0.850)	-0.368 (0.921)	-0.773 (0.591)	-0.244 (0.608)
<i>EFF & EFH</i>	-1.505* (0.056)	-2.837 (0.199)	-4.903 (0.101)	-1.921 (0.104)

Nota: Bajo la hipótesis nula, no cointegración y bajo la hipótesis alternativa, cointegración. P-valores robustos por bootstrap entre paréntesis. Uno/dos/tres asteriscos denotan el rechazo de la hipótesis nula al 10%/5%/1% de significatividad, respectivamente. El número de retardos empleados son los seleccionados por el criterio de información de Akaike. La semilla es 12345 para su reproducibilidad y el número de repeticiones en el bootstrap es 800 (siendo el máximo en Stata versión 18).

Anexo 5. Estadísticos descriptivos

Variables	Media	Desviación típica	Mínimo	Máximo	Asimetría	Curtosis
<i>lnDPV</i>	18.17	2.62	13.87	24.93	0.89	3.09
<i>EFF</i>	7.38	0.77	5.09	8.75	-0.49	2.30
<i>lnGDP</i>	10.57	0.67	8.61	11.80	-0.94	3.16
<i>INFLATION</i>	3.60	5.93	-1.19	72.31	7.76	81.74
<i>EMPLOYMENT</i>	56.64	7.36	34.33	67.41	-0.83	2.86
<i>CORRUPTION</i>	0.79	1.04	-1.10	2.28	-0.22	1.54
<i>INTERNET</i>	77.42	19.88	11.1	100	-1.46	4.70
<i>TRADE</i>	79.74	64.25	23.40	369.21	2.76	11.12

Nota: El número de observaciones de todas las variables son 288, excepto la variable *lnDPV*, que tiene 281 observaciones.

Anexo 6. Listado de las economías de la muestra desde 2012 a 2023

Australia	China	Indonesia	Mexico	Singapore	Switzerland
Belgium	France	Italy	Netherlands	South Africa	Türkiye
Brazil	Germany	Japan	Russian Federation	Spain	United Kingdom
Canada	India	Korea, Rep.	Saudi Arabia	Sweden	United States