

Research Article

LA PARADOJA DE FELDSTEIN-HORIOKA – EVIDENCIA PARA COLOMBIA DURANTE 1925-2011*

The Feldstein-Horioka Paradox – Evidence for Colombia during 1925-2011

Óscar Penagos Gómez**, Héctor Rojas Serrano***, Jacobo Campo Robledo****

Palabras clave: Paradoja

Feldstein- Horioka, cointegración, modelo de corrección de errores, movilidad imperfecta de capital, Colombia.

Keywords: Feldstein-Horioka

puzzle, cointegration, error correction model, imperfect capital mobility, Colombia.

JEL Code: C12; C22; F21; F41.

Received: 15/01/2015

Accepted: 22/06/2015

Published: 30/06/2015

Resumen

Este artículo examina la relación entre la inversión nacional y el ahorro en Colombia durante el periodo 1925-2011. De manera consistente con [Cárdenas y Escobar](#) (1998), se utiliza un Modelo de Corrección de Errores para examinar los efectos de corto y largo plazo. Los resultados evidencian que la inversión y el ahorro están co-integradas durante el periodo de estudio. Los resultados para el vector de cointegración, incluyendo quiebres estructurales y sin incluirlos, indican que la movilidad del capital era baja, lo cual es consistente con la paradoja de [Feldstein y Horioka](#) (1980). Los resultados implican que aumentos en las tasas domésticas de ahorro reducen la movilidad del capital financiero en Colombia.

Abstract

This paper examines the relationship between national investment and saving in Colombia during the period 1925-2011. Consistent with [Cardenas and Escobar](#) (1998), an Error Correction Model is used to examine short and long run effects. The results provide evidence that investment and saving are co-integrated during the study period. The results for the co-integration vector, with and without structural breaks, indicate that capital mobility was low, which is consistent with the [Feldstein - Horioka](#) [1980] paradox. The results imply that increases in domestic saving rates reduce the mobility of financial capital in Colombia.

* Los autores agradecen los comentarios del profesor William Prieto y de los asistentes al seminario interno de la Facultad de Economía de la Universidad Católica de Colombia. Adicionalmente, al evaluador anónimo y al editor de la revista ECOS de Economía por sus valiosos comentarios que sirvieron para mejorar la calidad del documento.

** Universidad Católica de Colombia.
E-mail: pe.penagos10@uniandes.edu.co

*** Universidad Católica de Colombia.
E-mail: hls2088@outlook.com

**** Universidad Católica de Colombia.
E-mail: jacampo@ucatolica.edu.co;
jacobo.campo@gmail.com

1. Introducción

La teoría macroeconómica sugiere que el ahorro y la inversión en las economías abiertas pueden moverse independientemente (libremente), lo cual significa que un aumento en el ahorro doméstico no genera necesariamente un incremento en la inversión interna, debido a que el ahorro doméstico puede invertirse también en el extranjero. Por otro lado, si existe un aumento de la inversión interna no implica necesariamente un aumento del ahorro doméstico, en todo caso la inversión interna puede financiarse con capital extranjero ([Barro, Grilli & Febrero, 1997](#)).

Autores nacionales y extranjeros han expuesto diferentes tesis para analizar la relación entre la inversión y el ahorro, y cómo esta puede explicar la movilidad de capital en una economía abierta. La estimación de modelos econométricos y la evidencia empírica son contrastadas con la teoría económica, validando o confrontando los resultados. Sin embargo, los resultados empíricos no siempre han sido concluyentes para los diversos países en los cuales se ha intentado determinar la relación inversión-ahorro, y básicamente esto se atribuye a las metodologías empleadas para su contraste.

Los argumentos dados por [Feldstein y Horioka](#) (1980), quienes dieron origen a la *paradoja*, plantean que si existe movilidad perfecta de capital en los mercados se debería observar una baja correlación entre la inversión interna y el ahorro interno. Según la teoría económica, al no existir regulación en los mercados financieros extranjeros el ahorro interno de una economía podría ser llevado a países donde las oportunidades de inversión sean más beneficiosas. De esta forma, en una economía no existe movilidad perfecta de capital cuando la inversión interna es financiada principalmente con ahorro interno, sin embargo, las economías emergentes y abiertas se caracterizan por tener perfecta movilidad de capital.

La motivación más importante a los efectos de llevar a cabo nuevas estimaciones para el caso colombiano sobre la *paradoja* Feldstein y Horioka (FH) y el análisis de la relación que existe entre el ahorro y la inversión en una economía en el largo plazo, es que se cuenta con una serie de tiempo lo suficientemente extensa. En este orden de ideas, el propósito general de este documento es revisar las diversas tesis que sobre el tema se han escrito, plasmando y contrastando los resultados para Colombia con la teoría económica, con la finalidad de analizar la relación que existe entre el ahorro y la inversión en el largo plazo, en el período anual entre 1925 y 2011. La contribución de este trabajo radica básicamente en un aporte a la literatura empírica con nueva evidencia a través de un modelo vectorial de corrección de errores (VECM), que permita determinar la existencia de relación de equilibrio en el largo plazo entre estas variables, y así explicar la movilidad de capitales en Colombia a la luz de la *paradoja* Feldstein-Horioka.

Para el caso colombiano, el trabajo de [Cárdenas y Escobar](#) (1998) es por sí solo una de las contribuciones empíricas más importantes en este tópico. Por lo tanto, una contribución adicional de este trabajo radica en llevar a cabo una actualización del trabajo de [Cárdenas y Escobar](#) (1998), incluyendo otros métodos econométricos para el análisis de series de tiempo más robustos y novedosos que no se han aplicado para estudiar la paradoja de Feldstein-Horioka y sirvan como aporte metodológico para ampliar los resultados y promover nuevos avances sobre el tema.

Este documento está organizado como sigue: en la segunda sección se presentan los antecedentes y marco teórico sobre la relación inversión-ahorro en una economía; la tercera expone el modelo teórico econométrico que se emplea de base para el contraste empírico; en la cuarta se presentan los

datos y la metodología para el análisis empírico; la quinta muestra las estimaciones y los resultados del estudio, y por último, en la sexta sección se presentan las conclusiones.

2. Relación entre inversión y ahorro: antecedentes

El análisis de la relación que existe entre el ahorro y la inversión en una economía abierta ha sido debatido y presentado por varios autores en diversos trabajos, de los cuales, a continuación se presentan los más relevantes. En la mayoría de casos estos trabajos empíricos utilizan técnicas econométricas para confrontar los resultados con proposiciones teóricas. El trabajo pionero es el de [Feldstein y Horioka](#) (1980), quienes emplearon series de tiempo de veintiún países pertenecientes a la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OECD, por su sigla en inglés) durante el periodo 1960-1974, con el fin de establecer la relación existente entre el ahorro y la inversión. Estos autores encuentran que, en el largo plazo, el ahorro doméstico y la inversión están correlacionados de forma positiva, y concluyen que dicho resultado indica que la movilidad internacional de capital en estos países es baja, lo cual deduce que el ahorro doméstico es determinante de la tasa de inversión en una economía.

En torno a estos resultados surgen tesis y estimaciones que han confrontado y argumentado la *paradoja* de [Feldstein y Horioka](#) y que han sido de gran ayuda para evaluar distintos escenarios. En nuestro caso específico, son el marco teórico para determinar la relación de la inversión y ahorro en Colombia durante el periodo 1925-2011.

Entre los antecedentes para Colombia, [Cárdenas y Escobar](#) (1998) examinan los determinantes del ahorro en Colombia utilizando un modelo intertemporal, en el cual la hipótesis es que el ingreso es permanente y el ahorro nacional responde a los cambios temporales en la producción; es decir, a mayor gasto del Gobierno, menor ahorro nacional, refutando así la existencia de la equivalencia ricardiana. Estiman un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para series de tiempo, entre 1925-1994 en Colombia e incluyen algunas variables explicativas como la volatilidad de la inflación, la tasa de urbanización, la dependencia por edad y el arancel promedio, las cuales utilizan con el fin de determinar las implicaciones de la hipótesis del ciclo de vida, además de medir el grado de apertura de la economía, respectivamente. Sus resultados muestran que los cambios en el ahorro nacional y en la inversión están perfectamente correlacionados, apoyando la *paradoja* de [Feldstein y Horioka](#); además, que el crecimiento causa el ahorro, en el sentido de [Granger](#), y determinan que para la muestra seleccionada el ahorro externo y público tiene efecto negativo sobre el ahorro privado. Por otra parte, sus resultados también indican que el aumento de la urbanización y dependencia por edad han tenido efecto negativo sobre el ahorro privado en Colombia y que gran parte de la reducción del ahorro privado se explica por el efecto del aumento en los impuestos.

En el contexto internacional, [Reinhart y Talvi](#) (1998) analizan la relación del ahorro nacional y los flujos de capital en América Latina y Asia, observando que el ahorro nacional y extranjero se relacionan positivamente en Asia, pero, negativamente en América Latina. Los autores aseguran que para la no existencia de diferencias entre las regiones se hace necesario tener en cuenta la tendencia y los componentes cíclicos del ahorro interno y los flujos de capital. Las principales diferencias se ven reflejadas en el comportamiento a largo plazo de las tasas de ahorro, que a su vez se ven impulsadas por tendencias en factores demográficos y el PIB per cápita. Consideran el modelo monetario de [Calvo y Végh](#) (1993) para ilustrar el impacto de choques externos en el consumo, el ahorro, la cuenta

corriente y la cuenta de capital. Concluyen que las tasas de ahorro en América Latina se vieron reducidas en la década de los noventa por causas seculares y no cíclicas, y que tiene que ver en gran medida con los errores de política económica de esta región; [Cárdenas y Escobar](#) (1998) identificaron principalmente en el aumento de los impuestos una de las principales causas de la disminución de las tasas de ahorro en Colombia.

Por su parte, [De Vita y Abbott](#) (2002) emplean modelos dinámicos de rezagos autorregresivos (ARDL) para analizar la *paradoja* de Feldstein-Horioka. A través de la prueba de cointegración de [Engle y Granger](#) aplicada para datos de Estados Unidos en el periodo 1946-1987, encuentran que, de acuerdo a la restricción presupuestaria intertemporal, el ahorro y la inversión en EE. UU. están cointegradas a lo largo de la muestra considerada. Sin embargo, muestran que la relación del ahorro y la inversión se debilita en 1971, sugiriendo que el enfoque de Feldstein-Horioka proporciona información parcial sobre la movilidad de capital. Concluyen que el análisis de series de tiempo para EE. UU. permite dar mayor validez a los resultados obtenidos con el planteamiento de Feldstein-Horioka, demostrando que la relación entre ahorro e inversión puede explicar en gran medida la movilidad de capital de una economía.

[Pelagidis y Mastrogiannis](#) (2003) examinan la correlación entre el ahorro y la inversión en términos de un modelo de corrección de errores para obtener información sobre el grado de movilidad de capitales en Grecia, utilizando datos anuales durante el período 1960-1997. Sus resultados muestran que existe una relación de equilibrio significativa y positiva a largo plazo. Por su parte, [Narayan](#) (2005) revisa el postulado de Feldstein-Horioka para Japón en el periodo comprendido entre 1960 y 1999, utiliza un modelo autorregresivo, aplica pruebas de raíces unitarias con quiebre estructural como el test de [Andrews](#) y Zivot (1992) y el de [Lumsdaine y Papell](#) (1997), prueba la existencia de cointegración entre el ahorro y la inversión y deriva las elasticidades de largo plazo. Asimismo, emplea un modelo ARDL para estimar la elasticidad a largo plazo entre el ahorro y la inversión. Sus resultados sugieren que la inversión causa el ahorro y viceversa; además, los choques sobre el ahorro y la inversión tienen un efecto permanente en la economía.

La *paradoja* de Feldstein-Horioka es validada con los argumentos y estimaciones realizadas por los autores nombrados. Sin embargo, otras postulaciones y literatura sobre el tema muestran su desacuerdo con este postulado.

Los resultados de [Sachsida y Caetano](#) (2000) presentan evidencia de que el planteamiento de Feldstein-Horioka no refleja la movilidad de capital frente a la economía mundial, solo explica la variabilidad entre el ahorro externo y el interno. Proponen una explicación general de la *paradoja* de Feldstein-Horioka, con base en una ecuación de sustitución de ahorro interno y externo, y concluyen que desde esta perspectiva el coeficiente FH no puede interpretarse como la movilidad de capital. En su lugar, se trata de una relación de sustitución entre el ahorro externo y doméstico. Además, esta interpretación de la regresión tipo FH muestra la incapacidad de utilizar este coeficiente para inferir la situación de la solvencia de la cuenta corriente.

Por otra parte, [Levy](#) (2000) construye series de tiempo anuales de la inversión doméstica bruta y el ahorro nacional en Estados Unidos para el periodo 1897-1928. Realiza una serie de comparaciones cuantitativas y cualitativas; también, hace combinaciones con las series de tiempo construidas y con cuatro alternativas para el periodo 1929-1989. Los resultados del estudio proporcionan una relación bivariada a largo plazo entre las series del ahorro y la inversión. A corto plazo los resultados indican

una fuerte relación cíclica entre el ahorro y la inversión. No obstante, la relación es fuerte a corto plazo en la posguerra, mientras que en el periodo de antes de la guerra no es fuerte. Con respecto al planteamiento de Feldstein-Horioka, asegura que el análisis basado en la correlación entre el ahorro y la inversión no ofrece una medida exacta de la movilidad de capital.

Ozmen y Parmaksiz (2003) investigan la relación ahorro-inversión cuando existe una ruptura estructural endógena que corresponde a un importante cambio en el régimen político. Usan series de tiempo anuales para el Reino Unido en el periodo 1948-1998, mostrando que la relación de largo plazo entre inversión y ahorro desaparece después de un cambio estructural endógeno, que coincide con la abolición del control de cambios en 1979. Deducen que el ahorro y la inversión están integrados de orden uno ($I(1)$), y por lo tanto sugieren que la paradoja de [Feldstein y Horioka](#) (1980) no puede permanecer como un argumento cuando los cambios de régimen en la política financiera internacional y nacional están presentes. Se debe tener en cuenta la formulación de políticas económicas para analizar la relación ahorro-inversión de una economía, impulsada bajo la movilidad de capitales.

[Alcalá, Gómez y Ventosa-Santaulària](#) (2011) analizan la relación ahorro-inversión para el caso de México, mediante una metodología de cointegración con cambios estructurales. Los resultados indican que durante la época de crisis internacional de deuda en México era muy estrecha, es decir, no existía movilidad de capital, pero luego de 1983 la relación ahorro-inversión no es estrecha, presentando así una evidencia contraria a la paradoja.

A su vez, [Guzel y Ozdemir](#) (2011) ponen a prueba la *paradoja* de Feldstein-Horioka para Japón y Estados Unidos. Aplican la prueba de raíces unitarias de [Lumsdaine y Papell](#) (1997) con cambios estructurales, además de tres tests de cointegración a la ecuación de inversión-ahorro para determinar la relación a largo plazo de Feldstein-Horioka. Utilizan datos anuales del Banco Mundial para Japón y Estados Unidos, examinando la formación bruta de capital y el ahorro interno bruto como porcentaje del producto interno bruto (PIB); datos de Estados Unidos del periodo 1960-2002 y los de Japón del periodo 1960-2003. Encuentran cambios estructurales en la series de inversión entre 1974-1987 y en las series de ahorro entre 1965-1987 en Japón, y cambios estructurales en la series de inversión entre 1976-1996 y en las series de ahorro entre 1984-1985 en Estados Unidos. Sus resultados sugieren que al no considerar cambios estructurales en la muestra las pruebas de cointegración validan la *paradoja* de Feldstein-Horioka y que esto implica una relación espuria.

[Chu](#) (2012) muestra cómo la *paradoja* de [Feldstein y Horioka](#) se asemeja a una relación espuria debido a la existencia de un deflactor común. Emplea datos de Cuenta Nacionales de la OECD en la construcción de variables del modelo. Los resultados indican que la pendiente del β , y el R cuadrado de la regresión están sobrestimados. Como las tasas de ahorro e inversión son relativamente reducidas a las perturbaciones, tanto β como R cuadrado son en su mayoría determinados por disturbios, y tienden hacia la unidad cuando los disturbios se encuentran cerca en magnitud. Asegura entonces que los resultados de Feldstein-Horioka son ruidosos, aunque no del todo falsos, pero, no reflejan necesariamente una fuerte correlación entre el ahorro y la inversión.

3. Modelo econométrico

La literatura estudiada ofrece un amplio campo de investigación para desarrollar modelos econométricos de series de tiempo que expliquen la evidencia de la relación de las variables seleccionadas.

Para plantear el modelo a estimar debemos partir de la identidad que establece que la inversión es igual al ahorro, ya que esta identidad no es otra cosa más que otra manera de analizar el equilibrio del mercado de bienes de una economía. Partiendo de la ecuación que representa el mercado de bienes de una economía abierta,

$$Y = C + I + G + (X - M) \quad (1)$$

donde (Y) es la producción, (C) el consumo, (I) la inversión, (G) es el gasto público, (X) son las exportaciones y (M) las importaciones. Si restamos los impuestos (T) a ambos lados, tendremos:

$$Y - T = C + I + G + (X - M) - T$$

$$Y_D = c_o + c_i Y_D + I + G + (X - M) - T \quad (2)$$

El primer término de la ecuación es la renta disponible de la economía (Y_D). La renta disponible menos el consumo es el ahorro privado (S_p), el recaudo por impuestos menos el gasto público es el ahorro público (S_g) y el inverso de las exportaciones Netas ($X - M$) es el ahorro externo¹. Reorganizando,

$$S_o + s_i Y_D + (T - G) + (M - X) = I$$

$$S_p + S_g + S_x = I \quad (3)$$

$$S_p + S_g + S_x = I$$

$$I = S \quad (4)$$

Por último, el ahorro privado más el ahorro público es el ahorro doméstico; con esto se muestra la relación IS , la cual indica que la inversión es igual al ahorro.

En este orden de ideas y con base en el planteamiento de [Feldstein-Horioka](#) (1980), se plantea estimar un modelo econométrico para Colombia con el fin de medir y establecer la relación de largo plazo entre la inversión y el ahorro. A partir de la literatura, y siguiendo a [Feldstein-Horioka](#) (1980), esta relación puede ser determinada por la siguiente ecuación:

$$\left(\frac{I}{Y}\right) = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right) = \varepsilon_t \quad (5)$$

donde I representa la inversión total, S denota el ahorro total, Y es el producto interno bruto, α y β son los parámetros a estimar, ε es el término de error que satisface los supuestos clásicos del modelo de regresión y t hace referencia a los años del periodo de tiempo.

El coeficiente β representa el coeficiente de retención de ahorro, que se interpreta, como la proporción del incremento del ahorro que se invierte domésticamente. Es decir, un aumento en S_t genera una variación (β); que se espera sea positiva, en I_t . También se puede interpretar como el grado de movilidad de capital. Si un país posee perfecta movilidad de capital el valor del β es cercano a 0. De lo contrario, si el valor del β es cercano a 1, existe movilidad imperfecta de capital en los países ([Ketenci](#), 2012).

1. Este ahorro externo hace referencia al balance negativo de la cuenta corriente.

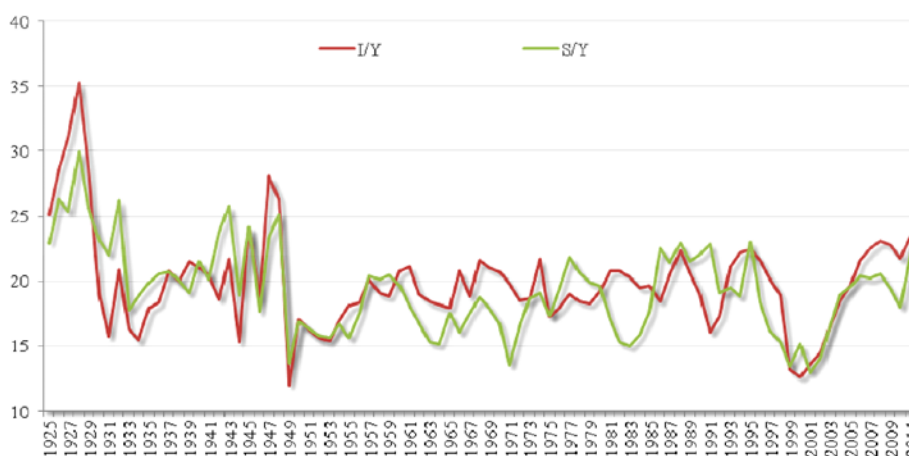
4. Datos y metodología

A continuación se lleva a cabo una descripción de la base de datos y se expone la metodología empleada para estimar la ecuación (5) presentada en la sección anterior.

4.1 Datos

La muestra de datos seleccionados para el análisis empírico de las series de tiempo de ahorro e inversión como proporción del PIB para Colombia está comprendida por el período 1925-2011. Los datos del período 1925-1994 fueron obtenidos de [Cárdenas y Escobar](#) (1998) y los del período 1995-2011 fueron empalmados con datos de la Dirección de Síntesis y Cuentas Nacionales Anuales de Colombia, del Departamento Administrativo Nacional de Estadísticas (DANE).² Las series originales se presentan a continuación en la [Figura 1](#).

Figura 1. Inversión y ahorro en Colombia como porcentaje del PIB (1925-2011)



Fuente: Elaboración de los autores, datos de [Cárdenas y Escobar](#) (1998) y Dirección de Síntesis y Cuentas Nacionales Anuales del DANE.

En la [Figura 1](#) se observa que, en ciertos momentos del tiempo, las series tienen un comportamiento similar en el periodo 1925-1950, la inversión y el ahorro tienen grandes variaciones; se puede anotar que existe una relación directa entre ahorro e inversión. Por otra parte, para el periodo 1950-1995 las series se caracterizan por tener una variación contraria en algunos periodos, es decir, mientras la inversión aumenta, el ahorro disminuye, y viceversa; a partir de 1995 hasta la actualidad la correlación entre la inversión y el ahorro es alta, lo que validaría la paradoja de FH, aportando información sobre la evolución de la movilidad de capital en Colombia.

4.2 Metodología

La metodología empleada en este artículo consiste en la metodología propuesta por [Johansen y Juselius](#) (1990) para estimar modelos vectoriales de corrección de errores (VECM). En específico, se realizan pruebas de raíces unitarias para identificar el orden de integración, tanto tradicionales ([Dickey & Fuller](#), 1979, 1981) —en adelante ADF—; [Kwiatkowski et al.](#), 1992 —en adelante KPSS—,³ así como algunas que tienen en cuenta la presencia de cambios estructurales, como la prueba de [Andrews y Zivot](#) (1992), con el fin de tener en cuenta la presencia de quiebre estructural en cada una de las

2. El procedimiento para empalmar las series de tiempo utilizadas en este documento consiste en un ejercicio de retropolación al estilo [Cárdenas y Escobar](#) (1998), empleando las series del DANE 1994-2011 y la base de datos de los autores [Cárdenas y Escobar](#) (1998).

3. La hipótesis nula de la prueba ADF es que la serie tiene raíz unitaria, mientras que la hipótesis nula de la prueba KPSS es que la serie es estacionaria.

series de tiempo. Autores como [Bai y Perron](#) (1998, 2003) han demostrado que las pruebas de raíces unitarias tradicionales tienden a aceptar la hipótesis nula de raíz unitaria, cuando en realidad la serie es estacionaria, pero con quiebre estructural.

Es importante tener en cuenta que si el resultado de las pruebas de raíces unitarias concluye que las series de tiempo empleadas no son estacionarias, es decir, son integradas de orden 1 ($I(1)$), es necesario determinar si las series comparten una relación de equilibrio de largo plazo, es decir, si están cointegradas, lo anterior con el propósito de evitar obtener una regresión espuria, tal como lo plantean [Engel y Granger](#) (1987). Para esto se aplica la prueba de cointegración de [Johansen](#) (1988, 1991), prueba que permite identificar si existe relación a largo plazo entre las variables de inversión y ahorro. Este test de cointegración está conformado por dos pruebas: la traza y la Lambda-Max, cuyos estadísticos de prueba se derivan de la matriz de cointegración (matriz Π).

Para controlar la presencia de quiebre estructural en la relación de equilibrio de largo plazo, también se aplica la prueba de cointegración propuesta por [Gregory y Hansen](#) (1996), que tiene como hipótesis nula la no existencia de cointegración en presencia de quiebre estructural. La ventaja de esta prueba es que determina el quiebre estructural de manera endógena, diferente a lo que sucede con otros tests para determinar quiebres estructurales en las relaciones lineales como el propuesto por [Chow](#) (1960), en el que se identifican los quiebres de manera exógena.

Luego de realizar estas pruebas y determinar que las series están cointegradas, según el teorema de representación de [Granger](#) (1969), se puede estimar el modelo de corrección de errores (VEC) para establecer el valor del coeficiente de cointegración (β) y del coeficiente de ajuste. Este coeficiente de ajuste recoge la velocidad de ajuste en el corto plazo a los desequilibrios de largo plazo entre el ahorro y la inversión.⁴ Cabe resaltar que la metodología de [Johansen y Juselius](#) (1990) sostiene que el número de rezagos óptimos del modelo VEC(p-1) se establece a partir del modelo VAR(p) usando criterios de información. Se estima también el vector de cointegración y el modelo de corrección de errores incluyendo el quiebre estructural, para evaluar los posibles cambios en el coeficiente (β) y el coeficiente de ajuste a desequilibrios de largo plazo. Asimismo, se aplica una prueba de exclusión individual para aportar información sobre si alguna de las variables puede ser omitida de la relación de largo plazo, una prueba sobre el vector de cointegración ($H_0: \beta = 1$), y se presenta la respuesta de la inversión ante un impulso en el ahorro.

Adicionalmente, se incluyen variables dummy de intervención para modelar datos atípicos, respaldando sucesos históricos en algunos períodos, como por ejemplo, en 1947 y 1949, años en que la Segunda Guerra Mundial causó un efecto de desequilibrio. Europa y Estados Unidos entraron en un proceso de reconstrucción social y económica. Esto tuvo efectos considerables sobre la demanda agregada mundial, y solamente después de 1950 sus esfuerzos por salir de esta crisis fueron recompensados, observándose incrementos en la oferta mundial y en la demanda. La crisis de 1999 también produjo puntos máximos de volatilidad, por lo tanto, se incluye como uno de los datos atípicos.

4. Este ajuste se da hasta que se restablece la identidad IS. Valores pequeños del ajuste implica que las brechas toman mayor tiempo en corregirse.

5. Estimaciones y resultados

En esta sección se presentan las estimaciones y los resultados del estudio sobre la paradoja de [Feldstein y Horioka](#), siguiendo la metodología presentada en la subsección anterior. A continuación se presentan los resultados obtenidos de las pruebas de raíces unitarias ADF y KPSS.

En el caso de la prueba ADF, en la [Tabla 1](#) se observa que para las variables en niveles no es posible rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, mientras que para las variables en primera diferencia se rechaza la hipótesis nula. El resultado de la prueba KPSS valida el resultado obtenido en la prueba ADF, ya que para las series en niveles se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad, y para la primera diferencia no permite rechazar la hipótesis nula de estacionariedad.

Por su parte, la prueba de raíces unitarias con quiebre estructural aplicada a las series en niveles no permite rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria con quiebre estructural al 1% de significancia, mientras que para las series en primera diferencia se rechaza la hipótesis nula, tal como se muestra en las [Tablas 2 y 3](#),⁵ respectivamente. Esta prueba exhibe la presencia de un quiebre estructural en la serie de ahorro en 1938 y un quiebre para la serie de inversión en 1949. En resumen, las pruebas de estacionariedad permiten concluir que las series son integradas de orden uno, es decir, son I (1).

Tabla 1. Prueba de raíces unitarias

Variable	Prueba ADF		Prueba KPSS	
	Estadístico ADF	P - Valor	Estadístico KPSS	Valor crítico 5%
I	-0,843932	0,3475	0,15618*	0,146
S	-0,73289	0,3962	0,19844*	0,146
ΔI	-11,34249**	0,0000	0,06131	0,463
ΔS	-5,064968**	0,0000	0,10999	0,463

(*) La hipótesis nula se rechaza al 5% de significancia.

(**) La hipótesis nula se rechaza al 1% de significancia.

Tabla 2. Prueba de raíces unitarias de [Andrews y Zivot \(1992\)](#) con quiebre en intercepto y tendencia - variables en niveles

Variable	Valor calculado	Valor crítico		Año de Quiebre
		1%	5%	
I	-4,389	-5,57	-5,08	1938
S	-4,420	-5,57	-5,08	1949

Tabla 3. Prueba de raíces unitarias de [Andrews y Zivot \(1992\)](#) con quiebre en intercepto y tendencia, en diferencias

Variable	Valor calculado	Valor crítico		Año de quiebre
		1%	5%	
ΔI	-11,474**	-5,57	-5,08	
ΔS	-8,655**	-5,57	-5,08	

(*) La hipótesis nula se rechaza al 5% de significancia.

(**) La hipótesis nula se rechaza al 1% de significancia.

.....
 5. La prueba con quiebre estructural se aplica incluyendo componentes determinísticos de constante y tendencia.

Luego de identificar que las series presentan raíz unitaria y que por lo tanto no son estacionarias en niveles, se aplican las pruebas traza y Lambda-Max, las cuales hacen parte del test de cointegración de [Johansen](#) (1988, 1991). Como se muestra en la [Tabla 4](#) y [Tabla 5](#), tanto el estadístico traza como el estadístico Lambda-Max permiten rechazar la hipótesis nula de que no existen ecuaciones de cointegración al 5% de significancia, ya que los valores de los estadísticos traza y Lambda-Max son mayores a los valores críticos al 5%, es decir, existe un vector de cointegración entre las series Inversión (*I*) y Ahorro (*S*).

Tabla 4. Prueba de cointegración de [Johansen](#) (estadístico traza)

No. Ecuaciones de cointegración	Eigenvalue	Estadístico traza	Valor crítico al 5%	P - Valor **
Ninguna*	0,197716	1,877.529	123.209	0,0036
Al menos 1	0,000593	0,05039	4,129.906	0,8541

(*) Denota rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia.

(**) [MacKinnon-Haug-Michelis](#) (1999) p-values.

Tabla 5. Prueba de cointegración de [Johansen](#) (estadístico Lambda-Max)

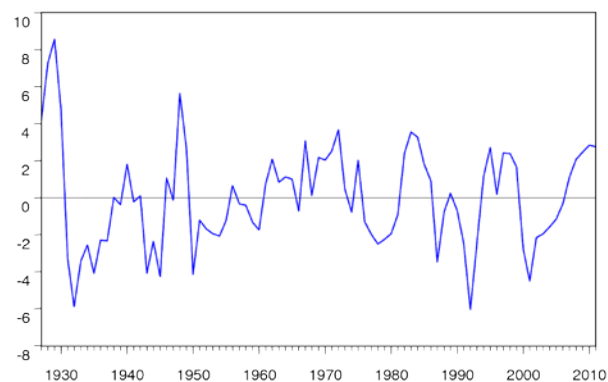
No. Ecuaciones de cointegración	Eigenvalue	Estadístico Lambda-Max	Valor Crítico 5%	P - Valor **
Ninguna*	0,197716	187.249	112.248	0,002
Al menos 1	0,000593	0,05039	4,129.906	0,8541

(*) Denota rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia.

(**) [MacKinnon-Haug-Michelis](#) (1999) p-values.

En la [Figura 2](#) se presenta la relación de cointegración entre el ahorro y la inversión en Colombia en el periodo 1925-2011; a pesar de que la relación es estable (estacionaria), se observan algunos cambios a finales de los cuarenta y los noventa.

Figura 2. Relación de cointegración (largo plazo)



Al realizar la prueba de [Gregory y Hansen](#) (1996), con la cual se evalúa la existencia de una relación de cointegración entre las series en presencia de quiebre estructural, los estadísticos ADF y Zt permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración al 5% de significancia, es decir, existe una relación de equilibrio en el largo plazo entre las series (*I*) y (*S*), en presencia de cambios de régimen

(Tabla 6). El periodo de quiebre determinado por esta prueba es entre 1971 y 1972, resultado similar desde otro punto de vista metodológico al obtenido por [Cárdenas y Escobar](#) (1998), quienes encuentran un cambio en la relación a partir de 1970, interpretándolo como el aumento en la diversificación de fuentes de financiamiento de crédito externo para Colombia. Por su parte, el estadístico Z(alpha) depende directamente del tamaño de la muestra empleada.

Tabla 6. Prueba de cointegración de [Gregory y Hansen](#) (1996)

Estadístico	Valor calculado	Punto de quiebre	Valor crítico	
			1%	5%
ADF	-5.35*	1971	-5.45	-4.99
Zt	-5.27*	1971	-5.45	-4.99

(*) Hipótesis nula se rechaza al 5% de significancia.

(**) Hipótesis nula se rechaza al 1% de significancia.

De acuerdo al teorema de representación de [Granger](#) (1969), si las variables están cointegradas y son $I(1)$, como se demostró con las pruebas de raíz unitaria, entonces la relación de cointegración de las variables se puede explicar mediante un modelo VEC ($p-1$). Este modelo se caracteriza porque están incluidas las restricciones de cointegración y permite modelar las relaciones de corto y largo plazo.

Para determinar el número de rezagos óptimos que se emplean en la estimación del modelo VEC se estima un modelo VAR(p) y se emplean criterios de información para seleccionar el número óptimo de (p). Luego de aplicar la metodología se encuentra que, según la prueba de selección del número de rezagos óptimo, arroja como resultado $p=1$ (ver [Anexos](#)); sin embargo, debido a un problema de autocorrelación presente en los errores del VAR(1), se decide estimar un VAR(2). De acuerdo a lo anterior, [Johansen y Juselius](#) (1990) sugieren que si el modelo VAR es de orden 2, el modelo VEC debe ser de orden $p-1$, es decir, se debe estimar un VEC(1) con constante. En la [Tabla 7](#) se presentan los resultados de la estimación del modelo VEC(1) para la relación inversión-ahorro en Colombia.⁶

Tabla 7. Modelo VEC(1)

Ecuación de cointegración		
Variable dependiente	Constante	Ahorro (\$)
<i>Inversión (I)</i>	7,350434 [2,17060]	0,646248 [3,71012]
Corrección del error		
Velocidad de ajuste		
-0,368908 [-3,38049]		

Estadísticos t entre [].

Fuente: Cálculo de los autores.

Con los datos estimados se puede representar el modelo VEC de forma vectorial y matricial.

6. Las pruebas sobre los errores del modelo VEC no se presentan por espacio. No obstante, los resultados del modelo VEC no son diferentes de los obtenidos con el modelo VAR.

En forma vectorial:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + v_t \\ \Delta y_t &= \alpha \beta^{\text{TM}} y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + v_t\end{aligned}\quad (6)$$

En forma matricial:

$$\begin{aligned}\begin{bmatrix} \Delta I_t \\ \Delta S_t \end{bmatrix} &= \alpha \beta^{\text{T}} \begin{bmatrix} I_{t-1} \\ S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta I_{t-1} \\ \Delta S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \end{bmatrix} \\ \begin{bmatrix} \Delta I_t \\ \Delta S_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} -0,3689 \\ 0,0607 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0,6462 \end{bmatrix}^{\text{T}} \begin{bmatrix} I_{t-1} \\ S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,0243 & -0,1656 \\ -0,1430 & 0,1825 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta I_{t-1} \\ \Delta S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \end{bmatrix}\end{aligned}\quad (7)$$

En este caso, la relación de largo plazo es:

$$\hat{I}_t^- = 7,35 + 0,646 S_{t-1} \quad (8)$$

El vector de cointegración β (0,646) es positivo y cercano a 1, en el contexto de la paradoja Feldstein-Horioka, e indica una baja movilidad de capital en Colombia en el período 1925-2011, ya que entre más cercano a 1 esté el coeficiente de relación de largo plazo, menor será la incidencia de la movilidad internacional de capitales. En otras palabras, el valor de este coeficiente muestra el alto grado de incidencia del ahorro doméstico en la inversión doméstica. Según esto, un incremento del ahorro nacional en un punto porcentual genera en el largo plazo un incremento de la inversión de 0,64 puntos porcentuales.

A su vez, el coeficiente de ajuste presentado en la [Tabla 7](#) evidencia el ajuste en el corto plazo de los desequilibrios de largo plazo que puedan existir entre la inversión y el ahorro, algo parecido a un exceso de inversión. Para este caso, el signo negativo en el coeficiente indica que el ajuste a los desequilibrios de largo plazo en el corto plazo parte de un valor superior al de equilibrio, es decir, de excesos de inversión; en síntesis, se observa una velocidad de ajuste a los desequilibrios a lo largo del periodo 1925-2011 relativamente rápida (36,89% en un periodo de tiempo, en este caso un año). Este valor de ajuste es similar al obtenido por [Cárdenas y Escobar](#) (1998), quienes obtienen un valor de 34%.

Por último, es importante llevar a cabo una estimación del modelo VEC que incorpore el quiebre estructural determinado a través de la prueba de [Gregory y Hansen](#) (1996), dado que la correcta especificación del modelo VEC permite obtener resultados confiables y robustos. Esto se lleva a cabo a continuación; adicionalmente, se presentan pruebas de exclusión sobre cada una de las variables del vector.

Los resultados de la estimación del modelo VEC(1) con quiebre estructural se presentan en la [Tabla 8](#), donde se observa que el vector de cointegración β (0,694), es positivo y cercano a 1; en el contexto de la paradoja [Feldstein-Horioka](#) indica una baja movilidad de capital en Colombia en el período 1925-2011, no siendo este coeficiente muy distinto del estimado en el modelo sin quiebre estructural.

Tabla 8. Modelo VEC(1) con quiebre estructural en 1971

Ecuación de cointegración		
Variable dependiente	Constante	Ahorro (S)
<i>Inversión (I)</i>	6,3485 [2,458]	0,6946 [5,7158]
Corrección del error		
Velocidad de ajuste		
-0,286636 [-2,19579]		

Estadísticos t entre [].

Fuente: Cálculo de los autores.

En este caso, la relación de largo plazo es

$$\hat{I}_{t-1} = 6,34 + 0,694S_{t-1} \quad (9)$$

Por su parte, el coeficiente de ajuste a desequilibrios mantiene el signo negativo aunque es menor, lo cual implica que el quiebre estructural incluido en el modelo reduce la velocidad de ajuste de los excesos de inversión en el periodo analizado.

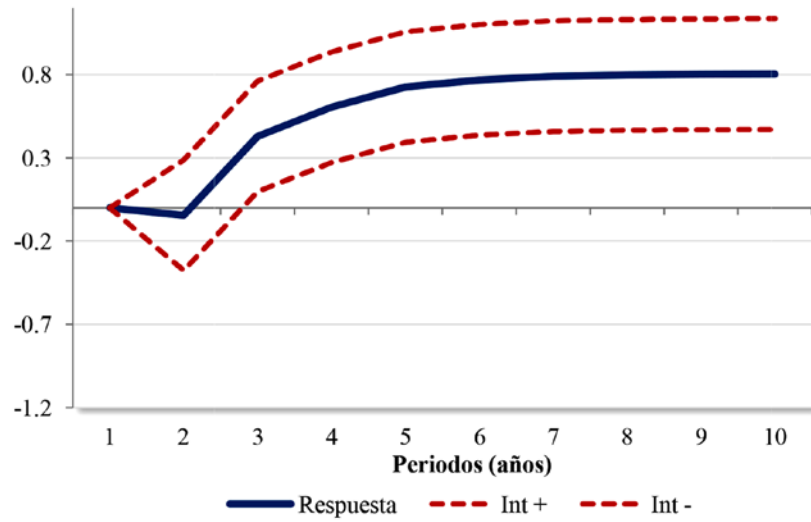
La [Tabla 9](#) presenta el resultado de la prueba de exclusión a las variables del vector de cointegración (relación de largo plazo). Esta prueba de exclusión individual se aplica para aportar información acerca de si alguna de las variables puede ser omitida de la relación de largo plazo. El resultado muestra que la probabilidad asociada a cada uno de los estadísticos permite rechazar la hipótesis nula que sostiene que las variables, de manera individual, pueden ser excluidas del vector de cointegración. En otras palabras, ninguna de las variables puede ser excluida de la relación de largo plazo.

Tabla 9. Prueba de exclusión

Variable	Ho	Chi_sq	Probabilidad
I	$\beta (1,1)=0$	10,266	0,00135
S	$\beta (1,2)=0$	4,125	0,03591

Adicionalmente, se aplicó una prueba sobre el vector de cointegración para evaluar si estadísticamente el coeficiente de la relación de largo plazo es unitario ($H_0: \beta = 1$), cuyo resultado arroja una probabilidad de (0,0092), con lo cual se rechaza la hipótesis nula a favor de que el coeficiente de la relación de largo plazo es diferente de 1. Por último, se presenta la función impulso-respuesta en la [Ilustración 1](#), que muestra la respuesta de la inversión ante un impulso en el ahorro. Se observa que ante un choque positivo sobre el ahorro de una desviación estándar provoca una respuesta positiva sobre la inversión de manera permanente a partir del periodo 3.

Ilustración 1. Respuesta de la inversión ante un impulso en el ahorro



6. Conclusiones

En este documento se llevó a cabo un análisis de la relación que existe entre el ahorro y la inversión en Colombia a largo plazo, durante el período comprendido entre 1925 y 2011. En otros términos, el objetivo de este trabajo consiste en reexaminar la paradoja de [Feldstein-Horioka](#) a través de series de tiempo anuales lo suficientemente largas ($T = 87$). Para esto, se emplearon pruebas de raíces unitarias y de cointegración, en ambos casos con y sin quiebre estructural. Se estima también un modelo VEC para determinar la relación de largo plazo entre las variables y poder confrontar la paradoja de Feldstein-Horioka.

Los resultados obtenidos muestran que las series de ahorro e inversión son integradas de orden 1 en niveles con y sin quiebre estructural, lo que indica la presencia de una raíz unitaria en su proceso generador, por tanto, las series no son estacionarias, es decir, son $I(1)$. Con las pruebas de cointegración aplicadas en este estudio se determina la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre el ahorro y la inversión durante el periodo 1925-2011 en Colombia.

Según las estimaciones del modelo de corrección de errores multivariado (MVEC), el coeficiente β (coeficiente de retención del ahorro) es cercano a la unidad, lo cual determina que en Colombia la movilidad de capitales en el periodo 1925-2011 ha sido baja, lo que valida los resultados de [Feldstein y Horioka](#) (1980). Asimismo, se identifica una velocidad de ajuste relativamente alta, que se asemeja a los resultados obtenidos en las series analizadas por [Cárdenas y Escobar](#) (1998) para el caso colombiano entre 1925-1994, con una velocidad de ajuste del 34%. Los resultados aquí presentados indican que el ajuste no dista de este valor, siendo la velocidad de ajuste del 36%.

Adicionalmente, un incremento del ahorro nacional en 1 punto porcentual genera en el largo plazo un incremento de la inversión de 0,64 puntos porcentuales. Este resultado implica que el aumento de las tasas de ahorro doméstico disminuye la movilidad de capital, ya que entre más cercano a 1 esté el coeficiente de relación de largo plazo menor será la incidencia de la movilidad internacional de capitales.

En este estudio se identificó un quiebre estructural en 1971 a través de la prueba propuesta por [Gregory y Hansen](#) (1996). Los resultados de la estimación del modelo $VEC(1)$ con quiebre estructural mostraron que el vector de cointegración β (0,694) es positivo y cercano a 1, el cual, no siendo muy distinto del estimado en el modelo sin quiebre estructural, conserva la interpretación tradicional. Por su parte, el coeficiente de ajuste a desequilibrios mantuvo el signo negativo aunque menor, lo que implica que el quiebre estructural incluido en el modelo redujo la velocidad de ajuste de los excesos de inversión en el periodo analizado.

La prueba sobre el vector de cointegración para evaluar si estadísticamente el coeficiente de la relación de largo plazo es unitario ($H_0: \beta = 1$) sostiene que el coeficiente de la relación de largo plazo es diferente de 1, ratificando el resultado obtenido acerca de la hipótesis de que los mercados financieros están al menos parcialmente integrados se cumple, tal como lo argumentan Feldstein-Horioka. Por último, ante un choque positivo sobre el ahorro de una desviación estándar provoca una respuesta positiva sobre la inversión de manera permanente a partir del periodo 3, lo cual sugiere que los efectos del ahorro sobre la inversión en Colombia, al menos durante el periodo analizado, se materializan a partir del tercer año.

Para futuras investigaciones sería conveniente emplear pruebas de quiebre estructural que permitan identificar más de un quiebre tanto en el proceso generador de datos de cada serie como en la relación de largo plazo, con el fin de obtener resultados más robustos. En adición, se pueden realizar estimaciones por periodos que permitan recoger evidencia sobre el cambio que se ha presentado en la pendiente de la relación entre ahorro e inversión, y por ende en la movilidad de capitales.

Referencias

- Alcalá Ríos, V. H., Gómez Zaldívar, M., & Ventosa-Santaulària, D. (2011). Paradoja Feldstein-Horioka: el caso de México (1950-2007). *Estudios Económicos*, 26(2), 293-313.
- Andrews, D., & Zivot, E. (1992). Further evidence on the Great Crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.
- Barro, R. J., Grilli, V., & Febrero, R. (1997). *Macroeconomía: teoría y política*. Madrid: McGraw-Hill/Interamericana.
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66, 47-78.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1-22.
- Calvo, G. A., & Vegh, C. A. (1993). Exchange-Rate-Based Stabilization under Imperfect Credibility. En H. Frisch, & A. Worgotter (Eds.), *Open Economy Macroeconomics*.
- Cárdenas, M., & Escobar, A. (1998). Saving determinants in Colombia: 1925-1994. *Journal of Development Economics*, 57, 5-44.
- Chow, G. C. (1960). Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, 28(3), 591-605.
- Christopoulos, D., & León-Ledesma, M. (2010). Current account sustainability in the US: What did we really know about it? *Journal of International Money and Finance*, 29, 442-459.

- Chu, K. H. (2012). The Feldstein-Horioka Puzzle and Spurious Ratio Correlation. *Journal of International Money and Finance*, 31, 292-309.
- De Vita, G., & Abbott, A. (2002). Are saving and investment cointegrated? An ARDL bounds testing approach. *Economics Letters*, 77, 293-299.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With A Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057-1071.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Edwards, S. (2006). The U.S. current account deficit: Gradual correction or abrupt adjustment? *Journal of Policy Modeling*, 28, 629-643.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Feldstein, M., & Horioka, C. (1980). Domestic saving and international capital flows. *The Economic Journal*, 90(358), 314-329.
- Granger, C. W. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37, 424-438.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based test for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-216.
- Guzel, A., & Ozdemir, Z. A. (2011). The Feldstein-Horioka puzzle in the presence of structural shifts: The case of Japan versus the USA. *Research in International Business and Finance*, 25, 195-202.
- Hoffmann, M. (2004). International capital mobility in the long run and the short run: can we still learn from saving-investment data? *Journal of International Money and Finance*, 23, 113-131.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Econometric Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210 .
- Ketenci, N. (2012). The Feldstein-Horioka Puzzle in groupings of OECD members: a panel approach. *Research in Economics*.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Levy, D. (2000). Investment-Saving Comovement and Capital Mobility: Evidence from Century Long U.S. Time Series. *Review of Economic Dynamics*, 3, 100-136.
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 212-217.
- MacKinnon, J., Haug, A., & Michelis, L. (1999). Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Co-integration. *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577.
- Narayan, P. K. (2005). The relationship between saving and investment for Japan. *Japan an the World Economy*, 17, 293-309.

- Özmen, E., & Parmaksiz, K. (2003). Policy regime change and the Feldstein-Horioka puzzle: the UK evidence. *Journal of Policy Modeling*, 25, 137-149.
- Pelagidis, T., & Mastroiannis, T. (2003). The saving-investment correlation in Greece, 1960-1997: implications for capital mobility. *Journal of Policy Modeling*, 25, 609-616.
- Reinhart, C. M., & Talvi, E. (1998). Capital flows and saving in Latin America and Asia: a reinterpretation. *Journal of Development Economics*, 57, 45-66.
- Sachsida, A., & Caetano, M. A.-R. (2000). The Feldstein-Horioka puzzle revisite. *Economics Letters*, 68, 85-88.

Anexos

Anexo 1. Estimación modelo vector autorregresivo VAR

	I	S
I(-1)	0,668465 (-0,12145) [5,50397]	-0,063709 (-0,11577) [-0,55032]
I(-2)	-0,008781 (-0,1244) [-0,07059]	0,165353 (-0,11858) [1,39450]
S(-1)	-0,034878 (-0,14156) [-0,24639]	0,624155 (-0,13493) [4,62578]
S(-2)	0,060825 (-0,1425) [0,42685]	0,032404 (-0,13583) [0,23856]
C	6,271618 (-1,7842) [3,51508]	4,651211 (-1,70069) [2,73489]
D47	8,660616 (-2,47642) [3,49723]	4,053132 (-2,36051) [1,71706]
D49	-12,09473 (-2,50221) [-4,83362]	-10,42605 (-2,38509) [-4,37134]
D99	-5,979971 (-2,43007) [-2,46082]	-3,461748 (-2,31633) [-1,49450]

Vector Autoregression Estimates

Sample (adjusted): 1927 2011

Included observations: 85 after adjustments

Standard errors in () y t-statistics in []

R-squared	0,605812	0,56763
Adj. R-squared	0,569977	0,528324
Determinant resid covariance (dof adj.)		20,0954
Determinant resid covariance		16,49074
Log likelihood		-360,3385
Akaike information criterion		8,855024
Schwarz criterion		9,314817

Anexo 2. Determinación del número de rezagos óptimos VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-389,4283	NA	49,45096	9,576586	9,809728	9,670249
1	-342,9754	86,18985*	17,78534*	8,553623*	8,903335*	8,694118*
2	-340,1692	5,071375	18,31713	8,58239	9,048673	8,769717
3	-338,2055	3,45417	19,26051	8,631458	9,214312	8,865616
4	-335,8925	3,957278	20,09426	8,672108	9,371531	8,953097

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: I S

Exogenous variables: C D47 D49 D99

Sample: 1925 2011

Included observations: 83

Anexo 3. Prueba Pormanteau (errores no autocorrelacionados)

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1,538576	NA*	1,556893	NA*	NA*
2	3,056673	NA*	3,11157	NA*	NA*
3	7,858886	0,3452	8,089474	0,3248	7
4	7,967353	0,7162	8,203297	0,695	11
5	8,916094	0,8819	9,211334	0,8662	15
6	12,32889	0,8711	12,88333	0,8445	19
7	17,31969	0,7933	18,32202	0,7398	23
8	19,20755	0,8623	20,40602	0,8133	27

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

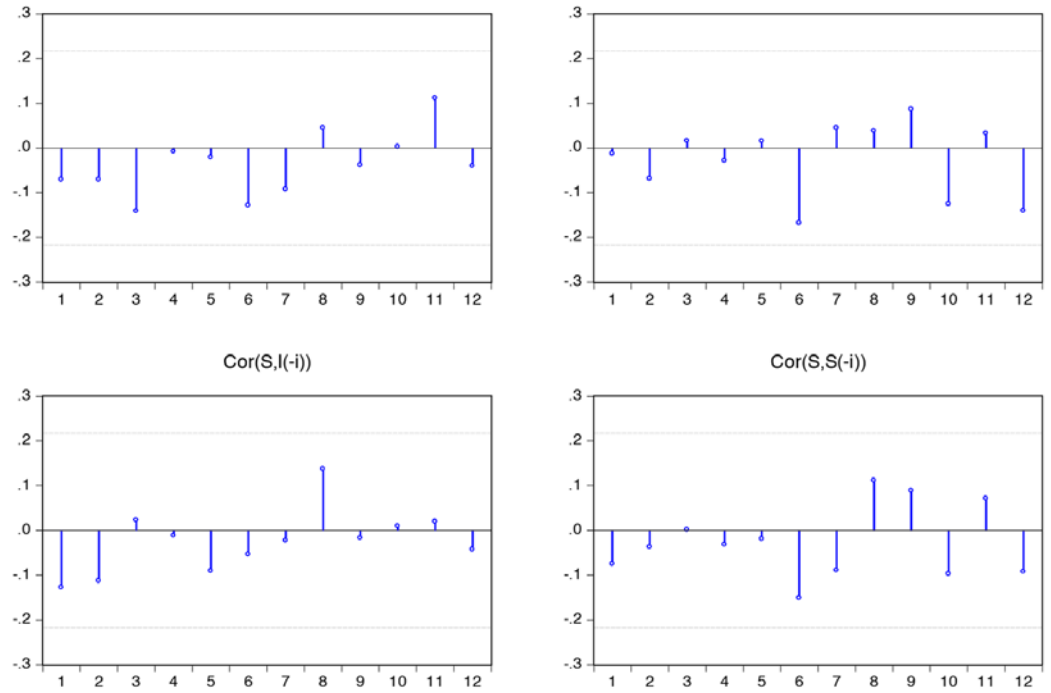
*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h

Sample: 1925 2011

Included observations: 85

Anexo 4. Correlogramas (errores no autocorrelacionados)



Anexo 5. Prueba de heterocedasticidad de White sin términos cruzados

Joint test		
Chi-sq	df	Prob.
32,7159	33	0,138
Sample: 1925-2011		
Included observations: 85 ^e		