

**PARADOJA FELDSTEIN-HORIOKA:
EL CASO DE MÉXICO (1950-2007)***

**Víctor-Hugo Alcalá Ríos
Manuel Gómez Zaldívar
Daniel Ventosa-Santaulària**

Universidad de Guanajuato

Resumen: La Paradoja de Felstein-Horioka es una regularidad empírica que pone en duda la validez del supuesto sobre perfecta movilidad del capital. Estudiamos la relación ahorro-inversión en México de 1950 a 2007 mediante métodos de cointegración con cambios estructurales. Los resultados indican que no había movilidad del capital hasta 1982; ello coincide con la crisis internacional de la deuda y queda en medio de la liberalización de los flujos de capital. La evidencia sugiere que existía una relación ahorro-inversión estrecha antes de 1983, pero que después perdió importancia. Lo anterior es evidencia contraria a la Paradoja.

Abstract: The Feldstein-Horioka Paradox is an empirical regularity that calls into question the validity of the assumption about perfect capital mobility. We study the savings-investment relationship in Mexico from 1950 to 2007 by means of a cointegration analysis that allows for structural breaks. The results suggest that there was not capital mobility until 1982. This coincides with the international debt crisis and is in the midst of the liberalization process of the capital flows. Evidence suggests that there was a strong savings-investment relationship until 1982, but it weakened afterwards. This evidence is contrary to the aforementioned Paradox.

Clasificación JEL/JEL Classification: C12; C22; F21; F32

Palabras clave/keywords: Paradoja Feldstein-Horioka, cointegración, cambios estructurales, Feldstein-Horioka Paradox, cointegration, structural changes

Fecha de recepción: 06 XII 2010

Fecha de aceptación: 31 VIII 2011

* Agradecemos al Director y a dos dictaminadores anónimos por sus sugerencias, que coadyuvaron en gran medida a mejorar el trabajo. Parte del estudio se realizó durante una estancia sabática del tercer autor en el CREATES, agradece a N. Haldrup y al equipo su hospitalidad, así como a la *Danish National Research Foundation* y a CONACYT por el apoyo financiero. hugo.alcala@gmail.com, manuel.gomez@ugto.org, daniel@ventosa-santaularia.com

Estudios Económicos, vol. 26, núm. 2, julio-diciembre 2011, páginas 293-313

1. Introducción

En los últimos treinta años muchas de las barreras que restringían el movimiento de capitales entre países han ido desapareciendo.¹ Esta marcada tendencia hacia la liberación financiera suele ser considerada como un fenómeno positivo. En particular, la teoría económica afirma que el libre flujo internacional de capitales conlleva múltiples beneficios, y que éstos superan los eventuales efectos negativos (véase Fischer, 2003). Entre los beneficios destacan: *(i)* permitir una distribución más eficiente del ahorro mundial (el ahorro se traslada hacia donde existen las mejores oportunidades de inversión); *(ii)* hacer que los ahorros estén disponibles para financiar crecimiento económico; *(iii)* facilitar a los agentes un suavizamiento del consumo a través del tiempo, ya sea pidiendo prestado o diversificando su inversión en el mercado mundial y *(iv)* permitir que una economía en particular absorba mejor los efectos de choques negativos exógenos. Por otra parte, entre los efectos negativos es posible citar los dos siguientes: 1) la libre movilidad del capital fue, posiblemente, uno de los causantes del contagio de crisis financieras en la década de los noventa; el libre flujo de capitales puede perjudicar específicamente a las economías emergentes ya que carecen de instituciones financieras modernas y, por lo mismo, son vulnerables a la volatilidad de los mercados financieros. Fischer (2003) considera que las economías con una cuenta de capital abierta son más vulnerables a los choques externos) y 2) el efecto del libre flujo de capitales sobre la tasa de crecimiento de las economías emergentes es ambiguo (Rodrik, 1998).²

No obstante la creciente libertad de movimiento de capitales existe evidencia empírica que contradice la hipótesis de perfecta movilidad del capital en el mundo. De hecho, tal evidencia constituye una de las regularidades empíricas más robustas en finanzas internacionales, conocida como la paradoja de Feldstein-Horioka (véase Obstfeld y Rogoff, 2000).

Feldstein y Horioka (1980), F-H en adelante, propusieron cuantificar la movilidad del capital midiendo la correlación entre ahorro e inversión. Ellos encontraron que ésta era alta, positiva y signi-

¹ Dichas barreras refieren no solamente a las leyes que regulaban las actividades en los mercados nacional e internacional de capitales, sino también a los grandes avances en tecnología de la comunicación, a la reducción de costos de transacción y al surgimiento de una gran variedad de productos financieros.

² Quinn (2003) encuentra que para el caso de México dicho impacto sí fue positivo.

ficativa para países desarrollados.³ Con base en el resultado, F-H argumentaron que hay una baja movilidad de capital en países desarrollados.⁴ Desde la publicación de su trabajo, diversos estudios teóricos y empíricos han intentado resolver la paradoja. Exponer de manera sucinta y competente todo lo que se ha escrito al respecto es, en sí, una tarea notable, dada la vasta literatura sobre el tema. Debido a que no es el objetivo de este artículo, nos limitaremos a presentar algunas conclusiones que definen, de manera general, el estado actual del tema.

En primer lugar, el resultado empírico de la alta correlación positiva entre ahorro e inversión surge, con frecuencia, independientemente del método de estimación usado y del origen de los datos, sean de sección cruzada, series de tiempo o bien panel. El resultado es más persistente cuando el estudio incluye países desarrollados, lo es menos con países en desarrollo. Algunos artículos que documentan lo anterior son: Murphy (1984), Obstfeld (1986), Dooley, Frankel y Mathieson (1987), Coakley, Kulasi y Smith (1998) y Murthy (2007).

Segundo, aunque la alta asociación entre ahorro e inversión es generalmente aceptada, el debate que se mantiene es sobre si este resultado verdaderamente implica una baja movilidad de capital, como argumentaron F-H. Diversos estudios teóricos muestran que la alta correlación entre ahorro e inversión es compatible con la existencia de perfecta movilidad del capital. En particular, los trabajos muestran que la existencia de “fricciones económicas” en el mercado internacional de capitales conduce a la conjetura de F-H. Tales fricciones pueden ser: reducido número de activos financieros, limitada capacidad de forzar el pago, políticas gubernamentales, factores demográficos, diferencias en la calidad de las instituciones, choques globales, etc. Véase Baxter y Crucini (1995), Kocherlakota (1996), Sachsida y Caetano (2000), Kehoe y Perri (2002) y Bai y Zhang (2010), entre otros.

Finalmente, una explicación para la alta asociación entre ahorro e inversión es que, ésta sólo representa el cumplimiento de la condición de solvencia de la cuenta corriente de un país. Dicha restricción de solvencia requiere que la cuenta corriente, como porcentaje del PIB, sea estacionaria, ya que la deuda externa no puede crecer ni decrecer por siempre. Dado que la cuenta corriente tiene que estar

³ Los detalles de este estudio se describen más adelante.

⁴ Cabe destacar que esto constituye evidencia en contra del supuesto habitual de perfecta movilidad del capital que se hace en modelos teóricos de macroeconomía abierta y de determinación de tipo de cambio.

balanceada en el largo plazo, la diferencia entre ahorro e inversión debe ser estacionaria. Si los métodos de estimación solamente revelan dicha restricción de solvencia, entonces no capturan realmente la movilidad del capital.

En lo que respecta a trabajos empíricos aplicados a México, Gollás (1999) con un enfoque de series de tiempo encontró evidencia a favor de la hipótesis de baja movilidad del capital para las décadas de los sesenta y setenta; la conclusión se revierte para las décadas de los ochenta y noventa, donde encuentra una alta movilidad. Las conclusiones que se derivan de este trabajo se inferen con base en un ejercicio econométrico que no incorpora, por obvias razones, algunas de las técnicas que se han popularizado en la última década: selección endógena de las fechas de los quiebres y pruebas de (co)integración que controlan por cambios estructurales. A lo anterior debe sumarse que la extensión de la base de datos empleada por Gollás (1999), junto con la decisión de hacer estimaciones para periodos muy pequeños (1965-1981), conlleva un cierto menoscabo de la validez de algunas pruebas econométricas cuyas propiedades son asintóticas.

Es razonable suponer que la crisis de la deuda (1982) y la apertura del país pudieron haber alterado la relación entre ahorro e inversión.⁵ Como se verá a lo largo de nuestro análisis, la metodología econométrica aporta evidencia de un cambio profundo en la relación ahorro-inversión a partir de 1983. Metodología que se inserta, principalmente, en el marco de un estudio de cointegración que considere rompimientos estructurales determinados de manera endógena.⁶

Nuestro trabajo tiene como objetivo analizar empíricamente la movilidad del capital en México, para tal efecto empleamos un enfoque de series de tiempo. Se prestó particular interés al análisis de las propiedades temporales de las series de ahorro e inversión. Para ello, ejecutamos diversas pruebas estándar de raíz unitaria, pruebas de raíz unitaria que contemplan posibles quiebres, así como pruebas que

⁵ Dooley, Mathieson y Rojas (1997) estudiaron el proceso de liberalización de los flujos de capital para el caso de México y encontró que, de principios de los setenta a finales de los ochenta, el grueso de las barreras a la libre circulación de capital había desaparecido (aproximadamente 70% del costo de mover capital se había eliminado).

⁶ Desde que Perron (1989) estableció el efecto de los quiebres estructurales sobre las pruebas de raíz unitarias se sabe que, estas últimas, deben ser modificadas para tal efecto, si se desea: (i) mantener su potencia y (ii) no distorsionar el nivel. Son los dos elementos que instan a realizar el estudio de las series mediante pruebas de raíz unitaria y cointegración que contemplan posibles cambios estructurales en las series o bien en la relación que mantienen éstas.

estudian, específicamente, los componentes deterministas. Además, para el análisis de cointegración empleamos métodos que consideran la posibilidad de cambios estructurales en los diferentes parámetros de la especificación que modela la relación entre el ahorro e inversión. Todo trabajo que analice empíricamente cuestiones macroeconómicas en México que use información de los últimos sesenta años, debe considerar la posibilidad de quiebres estructurales. Afirmación que se fundamenta en la gran cantidad de cambios institucionales y de reformas relacionadas, algunas de ellas, con la movilidad del capital; cambios que podrían ocasionar que la relación entre estas variables se haya visto afectada.

El resto de nuestro trabajo se estructura de la siguiente manera: en la sección dos presentamos un breve resumen del modelo original planteado por F-H para probar la movilidad del capital, así como sus principales resultados e interpretaciones. En la tres se expone el procedimiento del análisis de la hipótesis de movilidad del capital para el caso de México. La cuatro presenta el análisis empírico y los principales resultados. En la última sección se consideran los comentarios finales.

2. Origen de la paradoja

F-H proponen un modelo lineal alimentado con datos de sección cruzada. El objetivo es medir la relación de largo plazo entre ahorro e inversión al estimar la siguiente ecuación:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \alpha + \beta\left(\frac{S}{Y}\right)_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde I representa el gasto en inversión total (pública y privada), Y es el producto interno bruto y S representa el ahorro total; el subíndice i indica a cual de los 16 países de la muestra se refiere.⁷ La ecuación se estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con el promedio de las razones para el periodo 1960-1974, las estimaciones también se realizan para diferentes sub-periodos: 1960-1964, 1965-1969 y 1970-1974.

⁷ Los países de la muestra son: Alemania, Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Estados Unidos, Finlandia, Grecia, Holanda, Irlanda, Italia, Japón, Nueva Zelanda, Reino Unido y Suecia.

De acuerdo con los autores, el coeficiente β representa un índice de movilidad del capital. Si $\hat{\beta}$ tiene un valor cercano a la unidad es indicio de que el ahorro total de cada país tiende permanecer dentro del mismo. En cambio, un valor de $\hat{\beta}$ cercano a cero se interpreta como evidencia de movilidad perfecta de capital, ya que el ahorro de un país fluye hacia donde tenga mayor rendimiento. Lo anterior implica que ahorro e inversión en un país no están relacionados.⁸

En F-H el valor estimado del parámetro $\hat{\beta}$ para el total de la muestra es 0.89, con una desviación estándar de 0.07. Los coeficientes estimados para los tres diferentes sub-periodos de cinco años son similares. En ningún caso se puede rechazar la hipótesis nula que $\hat{\beta} = 1$. F-H interpretan sus resultados como evidencia de que el ahorro tiende a permanecer en el mismo país, lo que constituye evidencia contraria a la hipótesis de perfecta movilidad de capital.

Los resultados estimularon el surgimiento de investigaciones empíricas que intentaban refutar la paradoja. Se utilizaron muestras de diferentes países y periodos, se incluyeron otras variables a la regresión original de MCO o se usaron métodos de estimación alternativos. En tales estudios, sin embargo, el coeficiente de retención ha seguido siendo relativamente grande y significativo, no obstante, ha tendido a declinar en los años recientes, véase Coakley, Kulasi y Smith (1998).

3. Especificación del modelo

Para probar si existe movilidad de capital en México empleamos aquí un enfoque de series de tiempo. No obstante, cabe señalar que nuestra premisa es la misma que la de F-H, es decir, estudiamos el vínculo entre ahorro e inversión al buscar una potencial relación de cointegración. La siguiente ecuación muestra el modelo:⁹

⁸ Existe una manera alternativa para realizar este mismo análisis, se requiere reparametrizar la ecuación original en términos del flujo neto de capitales (FNC), que es igual al exceso de inversión sobre ahorro interno (FNC = I - S). En este caso, la regresión de la razón de FNC como porcentaje del PIB funge como variable dependiente, mientras que el ahorro, también como porcentaje del PIB, lo hace como variable independiente. El parámetro resultante en tal especificación es $\gamma = \beta - 1$. Probar la hipótesis de que β es igual a menos uno equivale a probar la hipótesis de que la inversión no depende del ahorro doméstico.

⁹ Como bien señala Gollás (1999), siempre existe la disyuntiva entre usar datos de corte transversal o series de tiempo. El autor argumenta que los de corte transversal generan mayores sesgos que los segundos; coincidimos con ello,

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_t = \alpha + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_t + \varepsilon_i \quad (2)$$

donde el sub-índice t se utiliza para indexar los años de la muestra. Los resultados del análisis se interpretan de la siguiente forma: si existe evidencia de cointegración y el parámetro β del vector cointegrante es estadísticamente igual que uno, entonces se concluye que existe evidencia de relación de largo plazo entre ahorro doméstico e inversión. Lo que además indica que la inversión es financiada con ahorro nacional. El resultado constituiría evidencia a favor de la paradoja de F-H. Si por el contrario, no existe evidencia en favor de cointegración o el parámetro β es diferente de uno, cercano a cero, esto sería evidencia en favor de movilidad del capital: los inversionistas domésticos no están restringidos por el ahorro interno, ya que pueden obtener financiamiento del exterior.

4. Análisis empírico

4.1. Los datos

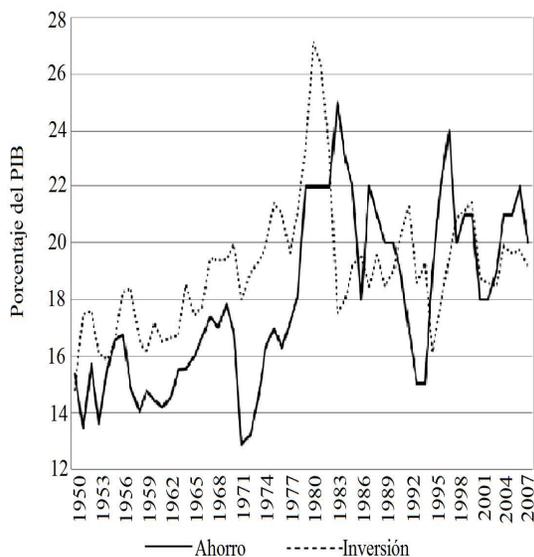
Los datos que utilizamos para el análisis empírico corresponden a observaciones anuales para el periodo 1950-2007. La base se obtuvo de la Universidad de Oxford para el periodo 1950-1999 y del Banco de México para los años de 2000 a 2007.¹⁰ Es importante señalar que, en lo que respecta a la inversión, la serie tuvo que ser encadenada de acuerdo con la metodología propuesta por la Secretaría de Hacienda y Crédito Público.¹¹ Las series, representadas como proporciones del PIB, se muestran en la gráfica 1.

pero, además, consideramos que el tratamiento y análisis de tendencias está más desarrollado en el enfoque de series de tiempo, por lo que existen más instrumentos estadísticos para, justamente, estudiar dichas tendencias.

¹⁰ Los datos se presentan como proporciones del PIB, de acuerdo con la ecuación (2).

¹¹ El proceso de encadenamiento de las series podría resultar en cambios estructurales en las series. Si bien esa posibilidad existe, las pruebas de raíz unitarias que controlan por cambio estructural que se presentan en la siguiente sección no pudieron detectar tales cambios. Conviene advertir al lector, no obstante, que tales pruebas no son infalibles. Véase Lee y Strazicich (2001) y Perron (2006). Agradecemos a uno de los árbitros este señalamiento.

Gráfica 1
Ahorro e inversión en México como porcentajes del PIB



Como se puede observar las series aparentan tener una estrecha relación, tienen movimientos similares a través del tiempo. También se puede apreciar que existen periodos en los cuales las dos series son relativamente estables y periodos donde la diferencia entre ambas parece ser mayor. Por ejemplo, la década de los setenta, durante la cual la inversión es más alta que el ahorro, debido, posiblemente, al descubrimiento de yacimientos de petróleo, mismos que propiciaron un incremento en la inversión financiada con deuda pública. En la siguiente década, a partir de 1982 el ahorro es mayor a la inversión, lo que coincidió con la crisis económica que obligó al gobierno a recortar sus gastos y a seguir un programa de austeridad. Estas son las observaciones que propician nuestras sospechas respecto a la estabilidad de la relación entre ahorro e inversión.

4.2. Caracterización de las series de interés

La estimación del modelo mostrado en la ecuación (2) debe ser precedida por un estudio de las propiedades temporales que exhiben las

variables, con el objeto de caracterizar su proceso generador de datos. Para ello empleamos un conjunto relativamente extenso de pruebas estadísticas, todas ellas diseñadas, específicamente, para identificar la naturaleza de los componentes de tendencia de las series, es decir, si tienen tendencia estocástica, tendencia determinista o bien si existe algún cambio estructural en la tendencia determinista, en caso de que ésta exista.

Para determinar si las series contienen una tendencia estocástica aplicamos pruebas de raíz unitaria, las primeras de este conjunto no son robustas ante cambios estructurales mientras que las restantes sí lo son. El que las series tengan tendencia estocástica es determinante, ya que, en ese caso, la estimación del modelo 2 debe incluir un análisis de cointegración. Por otra parte, determinar si las series tienen además un componente de tendencia determinista y, específicamente cambios estructurales en ella, sería indicio de que el análisis de cointegración debería permitir tales cambios estructurales en la relación cointegrada.

El análisis de los componentes de tendencia determinista se realiza con un procedimiento recientemente desarrollado por Gómez y Ventosa (2010), mismo que consiste en distinguir entre la hipótesis nula de raíz unitaria sin deriva y la alternativa, raíz unitaria con deriva y un potencial cambio estructural.

4.2.1. Orden de integración de las variables

Por lo general, la evidencia empírica señala que las variables macroeconómicas agregadas son integradas de orden uno, $I(1)$. En el caso específico de nuestras variables de interés, ahorro e inversión en México, el cuadro 1 muestra los resultados de diversas pruebas de raíz unitaria clásicas: Dickey-Fuller, GLS (DF-GLS), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski *et al.* (KPSS) y Ng-Perron (MZ_α , MZ_t , MSB, MPT).

Es importante mencionar que, en todos los casos, la regresión auxiliar de las pruebas de raíz unitaria incluyó constante y se utilizó el criterio de información Schwarz (SIC, por sus siglas en inglés) para determinar el número de rezagos para controlar la autocorrelación. Todas y cada una de las pruebas llevadas a cabo indican que las series se comportan como caminatas aleatorias (es decir, procesos $I(1)$).

La presencia de cambios estructurales merma la potencia de estas pruebas. Si el verdadero proceso generador de datos no tiene componente de tendencia estocástica, pero sí de tendencia determinista con rompimientos, las pruebas se sesgan hacia el no rechazo de la hipótesis

nula (véase Perron, 1989, 1997). En otras palabras, en caso que las series fueran estacionarias en tendencia con un cambio estructural, las pruebas antes utilizadas podrían indicar erróneamente que son I(1). Con objeto de reducir la posibilidad de realizar inferencia espuria y asegurar (estadísticamente) la existencia de raíz unitaria en las series utilizamos la prueba de Kapetanios (2005), que permite la presencia de cambios estructurales bajo la alternativa. Dicha prueba es simplemente una generalización a m quiebres de las que propusieron Zivot y Andrews (1992) y Lumsdaine y Papell (1997), que sólo consideraban uno y dos quiebres, respectivamente. Es importante tomar en cuenta que las tres pruebas antes mencionadas sólo consideran la existencia de quiebres bajo la hipótesis alternativa, y no bajo la nula. Por tal razón, también se emplea la prueba de Perron (1997), que contempla constante y quiebre estructural bajo ambas hipótesis. El controlar por estos elementos deterministas (los quiebres, específicamente) tiene la finalidad de hacer más robusta la prueba. El no poder rechazar H_0 no será debido a una distorsión de la prueba, los resultados se muestran en el cuadro 2.¹²

Cuadro 1
Pruebas de raíz unitaria sin cambios estructurales

<i>Panel (a)</i>							
<i>En niveles</i>							
<i>Variable</i>	DF-GLS	PP	KPSS	MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
Ahorro	-1.90	-2.18	0.69***	-7.63	-1.89	0.24	3.41
Inversión	-1.91	-2.88	0.47***	-6.88	-1.82	0.26	3.66
<i>Panel (b)</i>							
<i>En primeras diferencias</i>							
<i>Variable</i>	DF-GLS	PP	KPSS	MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
Ahorro	-5.81***	-9.53***	0.15	-26.32***	-3.61***	0.13***	0.95***
Inversión	-4.62***	-13.35***	0.44	-22.41***	-3.31***	0.14***	1.20***

Notas: ***rechazo de la hipótesis nula a 1%. Las series de ahorro e inversión se definen como proporciones del PIB.

¹² El código de *Matlab* para ejecutar estas pruebas se encuentra disponible en dl.dropbox.com/u/1307356/FH/P97_test.zip y en dl.dropbox.com/u/1307356/FH/Kapetanios.zip.

Cuadro 2
Pruebas de raíz unitaria con cambio estructural

<i>Variable</i>	<i>Kapetanios</i>	<i>Perron</i>	<i>Quiebre (1)</i>
Ahorro	-5.9207	-4.6562	(1976)
Inversión	-5.2276	-4.6116	(1985)

En todos los casos las pruebas utilizaron un *trimming* de 0.1, en la prueba de Kapetanios se permitió un número máximo de quiebres igual a tres¹³ y, en ambas, un número máximo de rezagos (para controlar por autocorrelación) también igual a tres. Las regresiones auxiliares en las dos pruebas corresponden a los modelos que sólo emplean variables *dummy* de nivel. Los resultados confirman la inferencia realizada con base en las pruebas convencionales: no existe evidencia para rechazar H_0 , por lo que las variables pueden representarse como procesos $I(1)$ en niveles. El cuadro 3 también muestra la fecha de quiebre estructural detectada por la prueba de Perron. En este caso la fecha del quiebre cobra relevancia, ya que dicha prueba sí lo permite bajo la hipótesis nula. Destaca, en particular, que el rompimiento estructural encontrado en la variable inversión ocurre en una fecha muy cercana a la que posteriormente identifican las pruebas de estabilidad de la relación.

Falta identificar eventuales componentes deterministas (tendencia y quiebre) que acompañen a la raíz unitaria. Para ello, se emplea el procedimiento que fue específicamente desarrollado con ese propósito por Gómez y Ventosa (2010).¹⁴ Los resultados de esta prueba, aplicada a las dos variables, se muestran en el cuadro 3.¹⁵

¹³ Las fechas de quiebre arrojadas por la prueba de Kapetanios son interesantes, para el ahorro: 1966, 1977 y 1988, para la inversión: 1971, 1986 y 1994. No obstante, dado que no hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula, tales quiebres no son, por principio, estadísticamente significativos, y no se comentan.

¹⁴ El método se basa en correr una regresión auxiliar con la variable de interés como dependiente mientras que una constante, una tendencia determinista y un término que incluye una variable *dummy* que permite modelar un cambio estructural en la tendencia sirven como variables explicativas. La ecuación se corre secuencialmente permitiendo que la fecha del posible cambio estructural varíe a lo largo de la muestra. El estadístico de prueba es la R^2 , si ésta es cercana a 1 la hipótesis nula se rechaza. Los detalles de la prueba pueden ser consultados.

¹⁵ El código de *Matlab* para ejecutar la prueba está disponible en [dl.dropbox](https://dl.dropbox.com).

Cuadro 3
Prueba de deriva y quiebre en raíz unitaria

<i>Estadístico</i>	<i>Ahorro</i>	<i>Inversión</i>
R^2	0.513	0.442

Los resultados indican que no se puede rechazar la hipótesis nula en ningún caso. En conjunto, de todas las pruebas de raíz unitaria, así como de esta última, se infiere que, tanto la serie de ahorro como la de inversión pueden ser consideradas como raíces unitarias sin tendencia determinista (deriva), ni rompimiento estructural en este último componente.

4.3. Estabilidad paramétrica y cointegración

La evidencia de una tendencia estocástica en las series de ahorro e inversión implica, necesariamente, el uso del análisis de cointegración. En otras palabras, la validez de la estimación del modelo (2) requiere encontrar evidencia de una relación de largo plazo (cointegrada). Los resultados del ejercicio de estimación por MCO de dicho modelo aparecen en la ecuación (3). El error estándar de cada estimador aparece entre corchetes:¹⁶

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_t = \frac{12.60}{[1.57]} + \frac{0.36}{[0.09]} \left(\frac{S}{Y}\right)_t \quad (3)$$

Las medidas clásicas de bondad y ajuste son: $R^2 = 0.24$, $\bar{R}^2 = 0.22$ y $F = 17.45$. Los resultados pueden interpretarse de la siguiente manera: el estimador del coeficiente que mide la asociación entre

com/u/1307356/FH/GVS_test.zip, también puede ser descargado como aplicación en el paquete econométrico de uso libre GRETL, desde su propio servidor.

¹⁶ El análisis de los residuales con las pruebas de Breusch-Godfrey y de White detectó problemas de autocorrelación y de heteroscedasticidad. Como consecuencia, se calculó la matriz de varianza-covarianza de los estimadores mediante el método de Newey-West para considerar dichas complicaciones.

ahorro e inversión es positivo e inferior a la unidad. Así, la estimación por MCO al utilizar la muestra completa arroja evidencia de movilidad de capital, interpretada ésta en el sentido de F-H.

Se podría estudiar la cointegración mediante el uso de la prueba Engle y Granger (1987). No obstante, existe una amplia literatura en la que se demuestra que, en presencia de quiebres estructurales, las pruebas de cointegración sufren distorsiones severas (error tipo I) o bien pérdidas de potencia considerables (véase, por ejemplo, Campos, Ericsson y Hendry, 1996; Gregory, Nason y Watt, 1996; Inoue, 1999; Leybourne y Newbold, 2003; Arai y Kurozumi, 2007; Noriega y Ventosa, 2006). En consecuencia, no es aconsejable desestimar la posibilidad de que esta metodología no sea válida y arroje inferencia espuria debido a un quiebre estructural. La evidencia de cointegración debe obtenerse con base en pruebas robustas ante un quiebre estructural. Más importante aún, el estudio de cointegración debe ser antecedido con pruebas de estabilidad paramétrica; el que tales pruebas den indicios de inestabilidad en la relación refuerza la necesidad de aplicar pruebas de cointegración que contemplen cambios en la relación cointegrada, si es que ésta existe.

Para el caso que nos ocupa, la crisis de la deuda de 1982, así como la gradual liberalización de los flujos de capital llevada a cabo desde los setenta hasta finales de los ochenta (véase Dooley, Mathieson y Rojas, 1997) pudieron haber afectado la relación entre ahorro e inversión.

La estrategia empleada en el presente trabajo para determinar una posible inestabilidad paramétrica incluye, en una primera fase, dos pruebas de estabilidad y, en una segunda y última, una prueba de cointegración que permite un cambio estructural en la relación cointegrada. Para la primera se emplea la prueba de Hansen (1992) con el objeto de: (i) buscar evidencia de un posible cambio estructural y, en caso de haberlo, (ii) tener indicios estadísticos de que parámetro sufrió dicho cambio.

La prueba de Hansen arroja resultados asociados a cada uno de los parámetros individuales estimados, además, también los provee para el conjunto de toda la especificación. La hipótesis nula de las pruebas, tanto de las individuales como la conjunta, es que no existe cambio estructural. Los resultados de la prueba de Hansen, que se presentan en el cuadro 4,¹⁷ indican que en la prueba conjunta existe suficiente evidencia para rechazar la hipótesis nula, por lo cual se

¹⁷ El código de *Matlab* para ejecutar esta prueba puede ser descargado en dl.dropbox.com/u/1307356/FH/Hansen_test.zip.

infiere que hay, al menos, un cambio estructural en alguno de los parámetros.

Cuadro 4
Resultados de la prueba de Hansen

<i>Estadístico</i>	L_{α}	L_{β}	L_{σ^2}	L_c
Valor calculado	0.4219	0.3031	0.2895	1.6431***

Nota: ***rechazo de la hipótesis nula a 1%.

Dado que la prueba de Hansen no provee una fecha estimada del cambio estructural, ésta se estimó mediante la conocida prueba de quiebre de Chow con el uso de un procedimiento recursivo, como en Quintos (1995), lo cual corresponde a la segunda fase. El procedimiento consiste en calcular el estadístico de prueba al hacer variar la fecha a lo largo de la muestra. Se consideró, como fecha potencial, cada año entre 1975 y 2000. La gráfica (2) ilustra los resultados obtenidos con esta prueba.

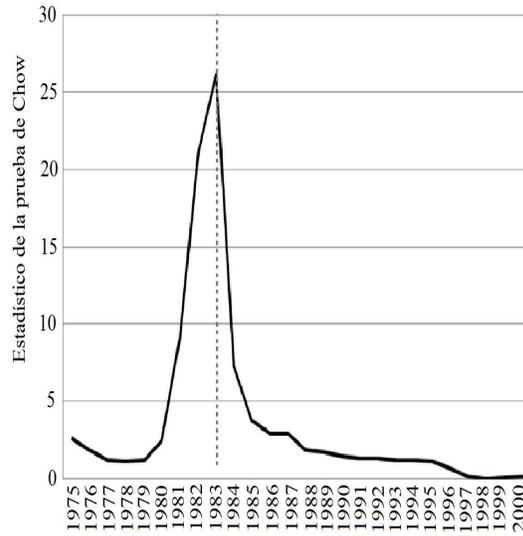
Como se puede observar el estadístico de prueba de Chow se maximiza cuando se especifica el quiebre en 1983, dado su valor, 26.20, la hipótesis nula de estabilidad paramétrica se rechaza a 1% en ese caso. Lo anterior, junto con la evidencia aportada por la prueba de Hansen, justifica plenamente el empleo de pruebas de cointegración que consideren quiebres estructurales. Para ello, empleamos el procedimiento de Arai y Kurozumi (2007), (en adelante, A-K). Se trata de una prueba basada en el estudio de residuales mediante una regresión auxiliar, esta última corresponde al modelo 3 propuesto por dichos autores (si se sigue la nomenclatura de Gregory y Hansen (1996) equivale al modelo de cambio de régimen) especificado en la ecuación (4). En el cuadro 5 se presentan los resultados.¹⁸

La prueba A-K no puede rechazar la hipótesis nula de cointegración con un quiebre. Este último, dicho sea de paso, prácticamente coincide con el que determinó la prueba de Chow secuencial (lo que incrementa la confianza en la robustez de los resultados). El

¹⁸ La hipótesis nula de la prueba es “cointegración con cambio estructural”. La hipótesis alternativa relevante es “no cointegración”. El código de *Matlab* de la prueba está disponible en: dl.dropbox.com/u/1307356/FH/AK_test.zip.

modelo de cointegración propuesto por la prueba podría considerarse adecuado para entender la relación entre ahorro e inversión.¹⁹

Gráfica 2
Resultados de la prueba de Chow



Cuadro 5
Resultados de la prueba A-K

<i>Estadístico</i>	<i>Valor</i>	<i>Comentarios</i>
A-K (p-valor)	0.2091 (0.90)	Hipótesis de cointegración con quiebre no rechazada
Fecha de quiebre	1982	Coincide con prueba de Chow secuencial

Nota: Modelo 3 de la prueba A-K (quiebre tanto en nivel como en pendiente), *trimming* = 0.1.

¹⁹ Otra opción, explorada en un principio, consiste en partir la muestra en dos: 1950-1982 y 1983-2007. El problema de hacer esto estriba en que ambas submuestras son pequeñas, < 30 observaciones y eso puede mermar las propiedades de la inferencia y, por lo mismo, su robustez.

5. El quiebre de 1982

El haber obtenido evidencia de cointegración podría considerarse, a priori, como un resultado que refuerza la paradoja de Feldstein-Horioka. No obstante, resta estudiar la naturaleza del quiebre del que también se obtuvo evidencia y sus efectos sobre la relación ahorro-inversión. Los resultados anteriores muestran que la relación ahorro-inversión se modificó a partir de 1983 y conviene modelarlo con objeto de ver sus efectos. Para ello utilizamos un modelo de relación entre las variables, naturalmente inspirado en el de la prueba A-K.

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_t = \alpha + \theta DU_t + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_t + \delta \left[\left(\frac{S}{Y}\right)_t \cdot DU_t\right] + \varepsilon_t \quad (4)$$

donde DU_t es una variable dicotómica que vale cero si $t < 1983$ y uno en cualquier otro caso. Las estimaciones de este nuevo modelo se muestran a continuación:

$$\begin{aligned} \left(\frac{I}{Y}\right)_t = & \frac{3.46}{[1.70]} + \frac{16.84}{[2.99]} DU_t + \frac{0.95}{[0.10]} \left(\frac{S}{Y}\right)_t \\ & - \frac{1.00}{[0.16]} \left[\left(\frac{S}{Y}\right)_t \cdot DU_t\right] \end{aligned} \quad (5)$$

Presentamos, como con la estimación anterior, las medidas clásicas de bondad y ajuste: $R^2 = 0.61$, $\bar{R}^2 = 0.59$. Destacan tres cosas: (i) el ajuste es notoriamente superior, (ii) el parámetro asociado a la movilidad de capital que corresponde a la primera parte de los datos (1950-1982) es cercano a la unidad²⁰ y (iii) el cambio estructural de dicho parámetro es también cercano a uno, sólo que de signo negativo. Esto último podría implicar que, a partir de 1983, empezó a

²⁰ Se aplicó una prueba de *Wald* en donde la hipótesis nula es $H_0: \beta=1$, la prueba arroja un estadístico igual a 0.26 con un p-valor de 0.61. Por lo mismo no se puede rechazar la hipótesis nula de que el parámetro es igual a 1.

darse más movilidad del capital, puesto que el coeficiente de movilidad de capital se volvió inferior a la unidad, cercano, de hecho, a cero.²¹

Los resultados anteriores permiten una interpretación sumamente interesante de la relación ahorro-inversión: existe en toda la muestra y hasta 1982 implicaba poca movilidad del capital, pero a partir del siguiente año dicha relación cambió, de tal suerte que aumentó la movilidad del capital en el sentido de Feldstein-Horioka.

Es importante señalar que los parámetros estimados de la ecuación (5) superan la prueba de estabilidad de Hansen (véase cuadro 6), por lo que podemos considerar que: (i) el cambio en la relación ha sido correctamente incorporado a la especificación y (ii) no existen más quiebres.

Cuadro 6
Resultados de la prueba de Hansen

<i>Estadístico</i>	L_a	L_θ	L_β
Valor calculado	0.44*	0.08	0.39*
<i>Estadístico</i>	L_δ	L_σ^2	L_c
Valor calculado	0.11*	0.13	1.20

Nota: *rechazo de la hipótesis nula a 10%.

El proceso de liberalización de los flujos de capital difícilmente puede cifrarse en una fecha específica, como bien lo señala el artículo de Dooley, Mathieson y Rojas (1997), ha sido paulatino aunque, hasta cierto punto, constante. Ante dicha liberalización se podría esperar que la relación ahorro-inversión ha menguado con el tiempo, con lo

²¹ De acuerdo con los resultados de la prueba A-K la relación entre ahorro e inversión es cointegrada con un quiebre. Si el parámetro que acompaña al quiebre fuera igual, pero de signo contrario al parámetro asociado al ahorro, $\beta = -\delta$, ello implicaría que la relación lineal y cointegrada entre las variables “desaparece”. Esa posibilidad no se contempla, puesto que es inconsistente con la evidencia arrojada por A-K. Una interpretación coherente con los resultados de dicha prueba es que $\beta = -\theta \cdot \delta$, donde $0 < \theta < 1$. Ello implica que sigue habiendo una relación cointegrada entre las variables, pero también que la movilidad del capital aumentó, ya que el coeficiente que acompaña al ahorro se hizo más pequeño. A este respecto, los autores agradecen las sugerencias hechas por un referi anónimo.

que se obtendría evidencia contraria a la paradoja F-H. Según nuestros resultados el debilitamiento de la relación inversión ahorro (no en el sentido de cointegración, sino en el de movilidad de capital) no parece haber sido gradual, sino abrupto. Todo apunta a que la crisis de la deuda precipitó el aumento de la movilidad del capital.

Al margen de lo anterior, consideramos que las estimaciones aquí mostradas siguen presentando un escenario que contradice la famosa paradoja: en un país en el que hay libre flujo de capitales el ahorro interno tiene poca relación con las decisiones de inversión.

6. Comentarios finales

El proceso de apertura de la cuenta de capitales emprendido por México desde finales de los setenta, así como la crisis de la deuda de 1982, parecen haber tenido un impacto considerable en la manera en que se financia la inversión. La evidencia empírica aquí expuesta al respecto puede resumirse de la siguiente manera: al utilizar toda la información disponible (1950-2007) sin considerar posibles quiebres estructurales no es posible caracterizar correctamente la relación ahorro-inversión, ya que los parámetros no parecen estables. Lo anterior resulta hasta cierto grado intuitivo, pues la muestra abarca periodos muy disímolos (sustitución de importaciones, *boom* petrolero, apertura económica, etc.), así como dos crisis de gran magnitud (la de la deuda y la de 1994). Igualmente, el proceso de liberalización de los flujos de capital ocurrió a lo largo de un periodo que abarca más de diez años que, probablemente, comenzó en los setenta y terminó a finales de los ochenta. Al considerar la posibilidad de inestabilidad paramétrica en las estimaciones se obtiene que, efectivamente, la relación cambió, y lo hizo aunque, aparentemente, de forma brusca; la fecha coincide con la crisis de la deuda que afectó severamente a México.

Todo indica que en México el financiamiento de la inversión se hacía principalmente mediante ahorro interno hasta 1982, pero después el papel del ahorro en las decisiones de inversión quedó sumamente disminuido. En otras palabras, desde mediados del siglo pasado y hasta principios de los ochenta no había movilidad del capital, mientras que posteriormente sí la hubo. Esto se sustenta en la estimación del coeficiente de retención resultante de nuestro ejercicio econométrico (y se fundamenta en el razonamiento de Feldstein y Horioka): en el primer superperiodo dicho coeficiente es estadísticamente igual a uno, en tanto que para el segundo es cercano a cero. Todo lo

anterior es contrario a la famosa paradoja de Feldstein-Horioka y se suma a la evidencia internacional: la paradoja de Feldstein-Horioka es más débil en economías emergentes y abiertas.

Referencias

- Arai, Y. y E. Kurozumi. 2007. Testing for the null hypothesis of cointegration with a structural break, *Econometric Review*, 26(6): 705-739.
- Bai, Y. y J. Zhang. 2010. Solving the Feldstein-Horioka puzzle with financial frictions, *Econometrica*, 78(2): 603-632.
- Banco de México. 2010. *Estadísticas*, disponible en www.banxico.org.mx.
- Baxter, M. y M. Crucini. 1995. Business cycles and the asset structure of foreign trade, *International Economic Review*, 36(4): 821-854.
- Campos, J., N. Ericsson y D. Hendry. 1996. Cointegration tests in the presence of structural breaks, *Journal of Econometrics*, 70(1): 187-220.
- Coakley, J., F. Kulasi y R. Smith. 1998. The Feldstein-Horioka puzzle and capital mobility: A review, *International Journal of Finance & Economics*, 3(2): 169-188.
- Dooley, M., J. Frankel y D. Mathieson. 1987. International capital mobility: What do saving-investment correlations tell us? *IMF Staff Papers*, 34(3): 503-530.
- Dooley, M., D. Mathieson y L. Rojas-Suarez. 1997. Capital mobility and exchange market intervention in developing countries, NBER Working Paper Series, núm. 6247.
- Engle, R. y C. Granger. 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Feldstein, M. y C. Horioka. 1980. Domestic saving and international capital flows, *The Economic Journal*, 90(358): 314-329.
- Fischer, S. 2003. Globalization and its challenges, *The American Economic Review*, 93(2): 1-30.
- Gomez-Zaldívar, M. y D. Ventosa-Santaulària. 2010. Testing for a deterministic trend when there is evidence of unit-root, *Journal of Time-Series Econometrics*, 2(2): 1-26.

- Gollás, M. 1999. La movilidad del ahorro y la inversión en México, *Estudios Económicos*, 14(2): 189-215.
- Gregory, A. y B. Hansen. 1996. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts, *Journal of Econometrics*, 70(1): 99-126.
- Gregory, A., J. Nason y D. Watt. 1996. Testing for structural breaks in cointegrated relationships, *Journal of Econometrics*, 71(1-2): 321-341.
- Hansen, B. 1992. Testing for parameter instability in linear models, *Journal of Policy Modeling*, 14(4): 517-533.
- Inque, A. 1999. Tests of cointegrating rank with a trend-break, *Journal of Econometrics*, 90(2): 215-237.
- Kapetanios, G. 2005. Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks, *Journal of Time Series Analysis*, 26(1): 123-133.
- Keohoe, P. y F. Perri. 2002. International business cycles with endogenous incomplete markets, *Econometrica*, 70(3): 907-928.
- Kocherlakota, N. 1996. Implications of efficient risk sharing without commitment, *The Review of Economic Studies*, 63(4): 595-609.
- Lee, J. y M. Strazicich. 2001. Break point estimation and spurious rejections with endogenous unit root tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63(5): 535-558.
- Leybourne, S. y P. Newbold. 2003. Spurious rejections by cointegration tests induced by structural breaks, *Applied Economics*, 35(9): 1117-1121.
- Lumsdaine, R. y D. Papell. 1997. Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis, *Review of Economics and Statistics*, 79(2): 212-218.
- Murphy, R. 1984. Capital mobility and the relationship between saving and investment rates in OECD countries, *Journal of International Money and Finance*, 3(3): 327-342.
- Murthy, N. 2007. Feldstein-Horioka puzzle in Latin American and Caribbean countries: Evidence from likelihood-based cointegration tests in heterogeneous panels, *International Research Journal of Finance and Economics*, 11: 112-122.
- Noriega, A. y D. Ventosa-Santaularia. 2006. Spurious cointegration: the Engle-Granger test in the presence of structural breaks, Banco de México, Documentos de investigación, núm. 2006-12.
- Obstfeld, M. 1986. Capital mobility in the world economy: Theory and measurement, NBER Working Paper Series, núm. 1692.
- y K. Rogoff. 2000. The six major puzzles in international macroeconomics: is there a common cause? en NBER *Macroeconomics Annual 2000*, pp. 339-412.
- Perron, P. 1989. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Econometrica*, 57(6): 1361-1401.
- . 1997. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, *Journal of Econometrics*, 80(2): 355-385.
- . 2006. Dealing with structural breaks, en K. Patterson y T.C. Mills (comps.) *Palgrave Handbook of Econometrics*, vol. 1, Palgrave Macmillan, pp. 278-352.
- Quinn, D. 2003. Capital account liberalization and financial globalization, 1890-1999: a synoptic view, *International Journal of Finance & Economics*, 8(3): 189-204.

- Quintos, C. 1995. Sustainability of the deficit process with structural shifts, *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(4): 409-417.
- Rodrik, D. 1998. Who needs capital-account convertibility? *Essays in International Finance*, 207: 55-65.
- Sachsida, A. y M. Caetano. 2000. The Feldstein-Horioka puzzle revisited, *Economics Letters*, 68(1): 85-88.
- SHCP. 2009. *Informes sobre la situación económica, las finanzas públicas y la deuda pública*, segundo trimestre de 2008, disponible en www.shcp.gob.mx/FINANZASPUBLICAS/InformeTrimestral/2008/.
- Universidad de Oxford. 2010. *Oxford Latin American Economic History Database*, disponible en oxlad.peh.ox.ac.uk/.
- Zivot, E. y D. Andrews. 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.