

Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2008-04

**Evidencia Internacional sobre Neutralidad Monetaria Estocástica
y Determinística**

Antonio E. Noriega

Banco de México, Universidad de Guanajuato

Luis M. Soria

Universidad de Guanajuato

Ramón Velázquez

Universidad de Guanajuato

Abril 2008

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Evidencia Internacional sobre Neutralidad Monetaria Estocástica y Determinística*

Antonio E. Noriega[†]
Banco de México
Universidad de Guanajuato

Luis M. Soria[‡]
Universidad de Guanajuato

Ramón Velázquez[§]
Universidad de Guanajuato

Resumen

Este artículo analiza el impacto de cambios estructurales múltiples sobre resultados de neutralidad monetaria, utilizando una base de datos internacional. Investigamos empíricamente si las proposiciones de neutralidad pueden ser verificables (y si lo son, si se mantienen o no), cuando las pruebas de raíz unitaria se aplican permitiendo cambios estructurales múltiples en la función de tendencia de largo plazo de las variables. Encontramos que las conclusiones sobre neutralidad son sensibles al número de cambios y a su localización en la muestra. Para interpretar la evidencia de cambios estructurales, introducimos una noción de neutralidad monetaria determinística, que surge naturalmente en ausencia de choques estocásticos permanentes en las variables.

Palabras Clave: Neutralidad y Súper Neutralidad Monetaria Determinística y Estocástica, Raíces Unitarias, Cambios Estructurales, Métodos de Remuestreo.

Abstract

We analyze the issue of the impact of multiple breaks on monetary neutrality results, using a long annual international data set. We empirically verify whether neutrality propositions remain addressable (and if so, whether they hold or not), when unit root tests are carried out allowing for multiple structural breaks in the long-run trend function of the variables. It is found that conclusions on neutrality are sensitive to the number and location of breaks. In order to interpret the evidence for structural breaks, we introduce a notion of deterministic monetary neutrality, which naturally arises in the absence of permanent stochastic shocks to the variables.

Keywords: Deterministic and Stochastic Neutrality and Superneutrality of Money, Unit Roots, Structural Breaks, Resampling Methods.

JEL Classification: C15, C32, E51, E52.

*Agradecemos a Daniel Chiquiar, Manuel Ramos Francia, Alberto Torres, Mario Alberto Oliva, y a participantes en la XI Reunión de la Red de Investigadores de Banca Central (CEMLA y Banco Central de la República Argentina), la Computing in Economics and Finance Conference (Universitat van Amsterdam), los Seminarios de Economía de la Universidad de Guanajuato, del Banco de México, y de El Colegio de México, el Workshop on Computational Econometrics and Statistics (Neuchatel, Suiza), y del Encuentro Latino Americano de la Sociedad Econométrica (Santiago de Chile).

[†] Dirección General de Investigación Económica. Email: anoriega@banxico.org.mx.

[‡] Escuela de Economía. Email: Soria_lm@hotmail.com.

[§] Escuela de Economía Email: velazqrn@email.uc.edu.

1 Introducción

Varios estudios empíricos demuestran el predominio de la variación (infrecuente) de parámetros en la función de tendencia de las series de tiempo macroeconómicas, y analizan el impacto de dichos cambios estructurales en las pruebas de raíz unitaria. La conclusión común es que la omisión de los cambios tiende a inducir el no rechazo de la hipótesis de raíz unitaria.¹ Pueden surgir problemas similares al poner a prueba las hipótesis importantes, como la de la neutralidad monetaria. En particular, la omisión de los cambios podría sesgar los resultados de las pruebas de neutralidad monetaria que se basan en las propiedades de las series de tiempo de dinero e ingreso, como las propuestas por Fisher y Seater (1993).

Serletis y Koustas (1998) argumentan que la cuestión de si los resultados de la neutralidad monetaria a largo plazo (NLP) se mantienen o no en presencia de cambios estructurales -cuestión que aún no se ha resuelto en la literatura- depende de cómo se traten los grandes choques. Si se tratan como cualquier otro choque, entonces no hay necesidad de dar cuenta de ellos al interpretar los resultados de la neutralidad. Si, por otro lado, se consideran choques grandes (infrecuentes) que necesitan tomarse en cuenta, entonces las conclusiones sobre la neutralidad podrían cambiar, porque dichos choques podrían inducir a órdenes de integración inferiores de la producción y el dinero. Fisher y Seater (1993) (en lo sucesivo, FS) usan la convención de que si una variable es estacionaria alrededor de una tendencia *lineal* entonces se le trata como estacionaria en tendencia, es decir, integrada de orden cero. Al ampliar la idea de FS, podemos decir que si una variable es estacionaria alrededor de una tendencia *quebrada* entonces también es integrada de orden cero. Esta es precisamente la interpretación que siguieron Serletis y Krause (1996), y Serletis y Koustas (1998). Sin embargo, según su enfoque, el número de cambios estructurales permitidos en la función de la tendencia determinística está fijo en uno. Esta selección puede no ser inconsecuente.²

En este artículo, analizamos precisamente la cuestión del impacto de los cambios múltiples sobre los resultados de neutralidad monetaria. A nuestro saber y entender no hay evidencia disponible en la literatura de los efectos de los cambios estructurales sobre las pruebas de neutralidad monetaria. Al tomar en cuenta funciones de tendencia quebrada descubrimos la presencia de cambios estructurales que alteran (reducen) el orden de integración del dinero y la producción, lo que por lo tanto, modifica las conclusiones sobre la NLP y la superneutralidad a largo plazo (SNLP). Utilizamos el mismo conjunto de

¹Se pueden encontrar ejemplos empíricos con series de tiempo macroeconómicas en Perron (1989, 1992, 1997), Lumsdaine y Papell (1997), Ohara (1999), Mehl (2000), Noriega y De Alba (2001) y Gil-Alana (2002); Perron y Vogelsang (1992), Culver y Papell (1995) y Aggarwal et al. (2000) para los tipos de cambio reales; Raj (1992) y Zelhorst y Haan (1995), para la producción real; Clemente et al. (1998) para las tasas de interés, entre otros.

²En un artículo reciente, Arestis y Biefang-Frisancho Mariscal (1999) concluyen que "...las pruebas de raíz unitaria que no toman en cuenta debidamente la presencia de cambios estructurales están mal especificadas y sugieren una persistencia excesiva" (p. 155). Véase también Perron (2003).

datos que en Noriega (2004), es decir, datos anuales correspondientes a periodos de tiempo prolongados sobre la producción real y los agregados monetarios de Argentina (1884-1996), Australia (1870-1997), Brasil (1912-1995), Canadá (1870-2001), Italia (1870-1997), México (1932-2000), Suecia (1871-1988), y el Reino Unido (1871-2000) (Los casos de Dinamarca y los Estados Unidos no se analizan en este artículo, ya que la evidencia presentada en Noriega (2004) sugiere que tanto el dinero como la producción son integradas de orden cero).

En particular, corroboramos empíricamente si las proposiciones de neutralidad monetaria siguen siendo verificables (y en dado caso, si se mantienen o no), cuando las pruebas de raíz unitaria se llevan a cabo de modo que permitan cambios estructurales (posiblemente) múltiples en la función de tendencia de largo plazo de las variables. Se encuentra que las conclusiones sobre la neutralidad monetaria son sensibles no sólo a la existencia o no de un cambio, sino también al número de cambios y su localización.

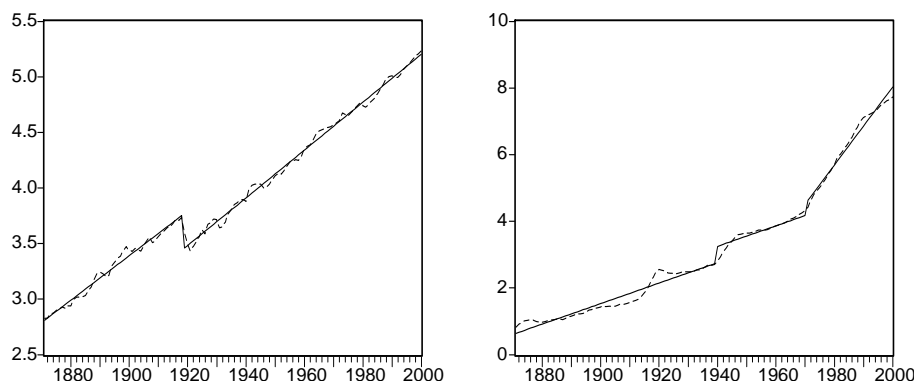
Nuestro hallazgo fundamental es que la omisión de cambios determinísticos parece inducir rechazos excesivos de la hipótesis de la NLP. Para motivar la cuestión de las tendencias quebradas y la neutralidad monetaria, considérese el caso del Reino Unido. Los resultados de Serletis y Koustas (1998) y Noriega (2004), ambos basados en la metodología de FS, indican que la NLP no se mantiene para M4. Esto implica que un choque *estocástico* permanente al nivel del dinero tiene un efecto real duradero sobre la producción del Reino Unido. Ahora considérense las gráficas de la producción real y el dinero de la figura 1, las cuales indican la presencia de un cambio estructural en la producción (1918) y dos cambios estructurales en el dinero (1939, 1970)³.

Como se puede observar, aunque M4 experimentó dos cambios, uno en el nivel y otro en el nivel y la pendiente de la tendencia, la producción real no registró ningún cambio importante en su función de tendencia de largo plazo, de 1919 a 2000; de hecho fluctuó de manera estacionaria durante más de 80 años.

³Más adelante se dan detalles sobre cómo estimar el número y la ubicación de los cambios.

Figura 1

Producción real (izq.) y dinero (M4, der.) del Reino Unido, 1871-2000



Con base en esta evidencia, en acusada contradicción con investigaciones recientes en el área, podría argumentarse que el dinero fue neutral en el Reino Unido durante la mayor parte del siglo veinte. Este es un caso de rechazo de la hipótesis de la NLP debido a la omisión de cambios estructurales. Casos como este apuntan hacia una noción heurística de la neutralidad determinística, que se presenta más adelante.

Como punto de partida se emplean los resultados obtenidos recientemente en Noriega (2004) relacionados con el orden de integración del dinero y la producción para el conjunto de datos descrito anteriormente⁴. Después de una breve reseña de la metodología de FS, en la sección 2 se analiza el comportamiento de estos órdenes de integración bajo diferentes especificaciones de tendencias, permitiendo un número cada vez mayor de cambios estructurales en la función de tendencia de largo plazo bajo la hipótesis alternativa. Nótese que según los modelos estacionarios en tendencia quebrada, los cambios permanentes son determinísticos, en lugar de estocásticos.⁵ Esto permite la posibilidad de investigar cualquier relación potencial entre las fechas estimadas de los cambios y los sucesos históricos. La sección 3 ofrece una interpretación heurística alternativa de la 'neutralidad determinística' con base en la presencia de estos choques determinísticos permanentes. Asimismo, se reportan los resultados empíricos tanto de la interpretación tradicional estocástica basada en FS como de la interpretación determinística. La sección 4 presenta las conclusiones.

⁴Noriega (2004) determinó el orden de integración del dinero y la producción al estimar el número de raíces unitarias presentes en los datos, según el procedimiento secuencial asintóticamente consistente de Pantula (1989), usando las pruebas de raíz unitaria desarrolladas por Ng y Perron (2001).

⁵Nuestra metodología econométrica se basa en los trabajos de Ng y Perron (1995), Bai y Perron (1998a, b), y Noriega y De Alba (2001).

2 Metodología Econométrica

2.1 Las pruebas de FS de la NLP y la SNLP

A los economistas les interesa la neutralidad monetaria de largo plazo (NLP) porque la mayoría de los modelos teóricos del dinero predicen que el dinero es neutral en el largo plazo; es decir, los efectos reales de un cambio permanente no anticipado en el nivel del dinero tienden a desaparecer con el paso del tiempo. También se interesan por la NLP porque con frecuencia ésta se usa como un supuesto de identificación (véase, por ejemplo, la gran cantidad de literatura que utiliza las descomposiciones de Blanchard-Quah (1989)). En cambio, el caso de la superneutralidad monetaria tiene un respaldo teórico limitado⁶. Como lo resume Bullard (1999), "si el crecimiento monetario causa inflación, y la inflación tiene efectos distorsionantes, entonces la superneutralidad monetaria a largo plazo no debería mantenerse en los datos. Por el contrario, un choque permanente a la tasa del crecimiento del dinero debería tener algún efecto de largo plazo sobre la economía real; ¿por qué otro motivo deberíamos preocuparnos por esto?" (p.59).

Los resultados empíricos basados en las pruebas en forma reducida de la Neutralidad de Largo Plazo (NLP) y la Superneutralidad de Largo Plazo (SNLP), derivados por FS, dependen tanto del orden de integración de la producción real como de los agregados monetarios. Varios artículos recientes examinan la validez de estas proposiciones macroeconómicas clave usando datos anuales correspondientes a periodos de tiempo prolongados y las pruebas en forma reducida de FS⁷. En esta literatura, los órdenes de integración se identifican mediante la aplicación de pruebas comúnmente utilizadas, como la Dickey-Fuller Aumentada, *DFA*, de Said y Dickey (1984), las pruebas *Z* de Phillips-Perron (1988), y las pruebas *KPSS* de estacionariedad de Kwiatkowski, et al. (1992), para la producción real y los agregados monetarios. Por ejemplo, la NLP encuentra respaldo empírico en los estudios de Boschen y Otrok (1994, datos estadounidenses), Haug y Lucas (1997, datos canadienses), Serletis y Krause (1996, conjunto de datos internacionales), Wallace (1999, datos mexicanos), y Bae y Ratti (2000, datos brasileños y argentinos). Mediante el uso de las pruebas más potentes de Ng y Perron (2001), Noriega (2004, conjunto de datos internacionales) encuentra un apoyo más endeble para la NLP.

Aunque el objetivo del presente artículo no es derivar conclusiones sobre la neutralidad monetaria con base en la metodología de FS, si la aplicamos y empleamos los resultados como un punto de referencia para comparar los resultados basados en la metodología planteada en la siguiente subsección, para la cual las pruebas de neutralidad también dependen de choques permanentes, pero de tipo determinístico. Esta subsección presenta brevemente los ingredien-

⁶En la literatura sobre la teoría del crecimiento monetario, hay muy pocos modelos disponibles que incorporen alguna forma de superneutralidad monetaria. Véanse, por ejemplo, Sidrauski (1967), Hayakawa (1995) y Faria (2001).

⁷Bae y Jensen (1999) examinan estas proposiciones extendiendo los requisitos de la neutralidad de largo plazo de FS a procesos de memoria larga. En King y Watson (1997) se presenta una perspectiva econométrica alternativa de la NLP y la SNLP.

tes principales de la metodología de FS. Estos muestran que la NLP y la SNLP pueden evaluarse mediante la significancia de los parámetros de pendiente b_k en la siguiente regresión (de MCO) de horizonte largo:

$$\left[\sum_{j=0}^k \Delta^{\langle y \rangle} y_{t-j} \right] = a_k + b_k \left[\sum_{j=0}^k \Delta^{\langle m \rangle} m_{t-j} \right] + \varepsilon_{kt}, \quad (1)$$

donde y and m representan la producción real y el dinero (exógeno); Δ representa el operador de diferencias ($\Delta^j y_t = y_t - y_{t-j}$), $\langle y \rangle$ representa el orden de integración de y (es decir, $\langle y \rangle = 1$ significa que y es integrada de orden uno, ó $y \sim I(1)$), y ε es una variable aleatoria no correlacionada con media cero. En teoría, $\lim_{k \rightarrow \infty} b_k \equiv b$, ofrece una estimación de la derivada de largo plazo (*DLP*) de la producción real con respecto a un choque exógeno estocástico permanente tanto en el nivel del dinero (denotado como DLP_N) como en la tasa de crecimiento (tendencia) del dinero (identificada como DLP_{SN}).

FS muestran que, para poder interpretar los resultados de la neutralidad, el orden de integración de la producción y el dinero debería obedecer a ciertas restricciones. Por ejemplo, el orden de integración del dinero debería ser por lo menos igual a uno ($\langle m \rangle \geq 1$) para que la NLP tenga sentido, de lo contrario no hay cambios permanentes estocásticos en el dinero que puedan afectar la producción real. El cuadro 1 resume los valores de la *DLP* según distintas posibilidades en el orden de integración de las variables.

De acuerdo con el cuadro, cuando $\langle m \rangle \geq \langle y \rangle + 1 \geq 1$ la derivada de largo plazo es cero, lo que ofrece evidencia directa de neutralidad. Cuando $\langle m \rangle = \langle y \rangle = 1$, la NLP es comprobable mediante b . En este caso, DLP_N mide si los movimientos permanentes de la producción están asociados con movimientos estocásticos permanentes en el nivel del dinero. Si, por ejemplo, b es significativamente diferente de cero, entonces la NLP no se mantiene.

Cuadro 1

La *DLP* y el Orden de Integración del Dinero y de la Producción

<i>DLP_N</i>				<i>DLP_{SN}</i>		
$\langle y \rangle$	$\langle m \rangle = 0$	$\langle m \rangle = 1$	$\langle m \rangle = 2$	$\langle m \rangle = 0$	$\langle m \rangle = 1$	$\langle m \rangle = 2$
0	indefinida	$\equiv 0$	$\equiv 0$	indefinida	indefinida	$\equiv 0$
1	indefinida	b	$\equiv 0$	indefinida	indefinida	b

Fuente: Adaptado de Fisher y Seater (1993).

Sin embargo, la superneutralidad no es verificable cuando no hay cambios estocásticos permanentes en la *tasa de crecimiento* del dinero. En otras palabras, la superneutralidad requiere que $\langle m \rangle \geq 2$. Cuando $\langle m \rangle = 2$ y $\langle y \rangle = 0$, $DLP_N = DLP_{SN} = 0$, es decir, tanto la NLP como la SNLP se mantienen, ya que no se pueden asociar los choques permanentes con la tasa de crecimiento del dinero con cambios permanentes inexistentes en la producción (véase FS para leer una discusión más amplia sobre varios casos de interés). Por lo tanto, la determinación adecuada de los órdenes de integración de y y m es crucial para evaluar la NLP y la SNLP del dinero.

Finalmente, cabe mencionar que como las pruebas de neutralidad de FS se basan en la manera en que los *cambios* en el nivel del dinero se relacionan en última instancia con los *cambios* en la producción, la cointegración no es ni necesaria ni suficiente para la neutralidad de largo plazo.⁸

2.2 Raíces unitarias y cambios estructurales en el dinero y la producción

Las pruebas de neutralidad monetaria de Fisher y Seater se basan en la presencia de cambios permanentes estocásticos en el dinero y la producción. Si no hay tales cambios en ninguna de las variables, entonces la NLP no es verificable (la DLP_N es indefinida). Por otro lado, si hay un cambio permanente estocástico en el nivel del dinero, mientras que la producción sigue un proceso estacionario, entonces la NLP se mantiene por definición (ya que $DLP_N = 0$).

Sin embargo, la presencia de cambios estocásticos permanentes en el dinero y la producción, depende -como sucede con muchas otras variables macroeconómicas- del tratamiento que se le dé a la función de tendencia, es decir, de la modelación del largo plazo. Los enfoques más comunes en la literatura incluyen tendencias lineales (Nelson y Plosser (1982)), tendencias quebradas (Perron (1989, 1997)), tendencias polinomiales (Schmidt y Phillips (1992)), el filtro de Hodrick-Prescott (Hodrick y Prescott (1997), Cogley y Nason (1995)), y los modelos de tendencia de transición suavizada (Leybourne, et. al. (1998), Sollis, et. al. (1999)).⁹ Entre estos, los modelos que toman en cuenta cambios estructurales (modelos de tendencia quebrada) se han vuelto muy populares en la literatura, tanto teórica como aplicada (Lanne, et. al. (2003), Sen (2003), Perron y Zhu (2002), Maddala y Kim (1998), Ben-David y Papell (1995, 1998), Stock (1994)). Como Perron (2003) indicó, "los cambios en la función de tendencia sesgan las pruebas de raíz unitaria hacia el no rechazo y necesitan tomarse en cuenta de manera explícita antes de llevar a cabo las pruebas de raíz unitaria" (p.5). Utilizamos un procedimiento de remuestreo basado precisamente en esta idea: la prueba de raíz unitaria se lleva a cabo tomando en cuenta (un número cada vez mayor de) cambios estructurales en la función de tendencia de las variables.

En particular, a la usanza de Rudebusch (1992) y Diebold y Senhadji (1996), simulamos la distribución (y obtenemos la densidad empírica) del estadístico t para la hipótesis nula de una raíz unitaria, bajo la hipótesis de que los modelos verdaderos son tanto un modelo Estacionario en Tendencia Quebrada (ETQ) con un máximo de cuatro cambios estructurales, como un modelo Estacionario en Diferencias (ED), ambos estimados a partir de los datos. Luego se compara la posición de la estimación muestral del estadístico t para la prueba de una raíz unitaria, relativa a las densidades empíricas según los procesos generadores de datos (PGD) estimados de los modelos ETQ y ED . Al igual que en Perron (1989), se consideran tres tipos diferentes de modelos ETQ , uno que permite

⁸Véase Fisher y Seater (1993) pp. 414-15 para conocer los detalles.

⁹Véase también Pollock (2001) para conocer un análisis de tres enfoques diferentes para la estimación de tendencias econométricas.

un cambio en el nivel, otro un cambio en la pendiente de la tendencia, y otro más que combina ambos tipos de cambios: en el nivel y la tendencia.

Se presenta a continuación el procedimiento para comprobar la presencia de una raíz unitaria mientras se permite un número desconocido de cambios estructurales en la función de tendencia determinística. El logaritmo de la serie observada (producción o dinero) se indica con Y_t . Consideremos el siguiente modelo *ETQ* con $0 \leq m \leq 4$ cambios estructurales en el nivel y la pendiente de la tendencia, y el modelo *ED*, respectivamente:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \sum_{i=0}^m \theta_i DU_{it} + \sum_{i=0}^m \gamma_i DT_{it} + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^k a_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

para $t = 1, 2, \dots, T$, donde T es el tamaño de la muestra, ε_t es un proceso *iid*, y DU_{it} y DT_{it} son variables dicotómicas que permiten cambios en el nivel y la pendiente de la tendencia, respectivamente, es decir, $DU_{it} = \mathbf{1}(t > T_{b_i})$ y $DT_{it} = (t - T_{b_i})\mathbf{1}(t > T_{b_i})$, donde $\mathbf{1}(\cdot)$ es la función indicadora y T_{b_i} es la fecha desconocida del i^{th} cambio $i = 1, 2, \dots, m$ (usamos la convención de que $\theta_0 = \gamma_0 = 0$).

Según el modelo *ETQ* de la ecuación (2), suponemos que $\alpha < 0$, tal que Y_t fluctúa estacionariamente alrededor de una tendencia lineal determinística, perturbada por m cambios estructurales. Esta es una generalización a m cambios del modelo de observaciones atípicas de innovación, utilizado por Perron (1989) y otros.¹⁰ Por otro lado, según el modelo *ED* (3), Y_t sigue un proceso de raíz unitaria ($\alpha = 0$), donde no se considera ningún componente determinístico. El motivo es que el interés se centra en el parámetro autorregresivo (AR) y su estadístico t asociado, estimado a partir de (2), los cuales son invariantes con respecto de los parámetros $\mu, \beta, \theta_i, \gamma_i$, para cualquier tamaño de muestra¹¹.

Nótese que en las ecuaciones anteriores se desconocen la ubicación (T_{b_i}), el tipo (nivel, tendencia, o nivel y tendencia), y el número (m) de cambios, así como el orden AR (k). Se procede de la siguiente manera:

1. Para el caso sin cambios ($m = 0$) simplemente se corre una prueba DFA para comprobar la presencia de una raíz unitaria al estimar (2) con un valor máximo arbitrario para k , identificado como $k \max$ (véase por ejemplo Ng y Perron (1995)), y al reducir en uno el orden AR como en el paso 3 que se presenta abajo (pero haciendo caso omiso del uso del Criterio de Información de Akaike (AIC, por sus siglas en inglés)).

2. Para cada valor de $1 \leq m \leq 4$, se inicia con un $k \max$ y se estiman por MCO los 3^m modelos *ETQ* (2), y se elige la ubicación del/de los cambio(s) a partir

¹⁰La única diferencia es que (2) no incluye una variable de pulso, llamada $D(TB)_t$ por Perron (1989). Este es también el enfoque de Zivot y Andrews (1992).

¹¹Véase por ejemplo Perron (1989, p. 1393).

del mínimo de la secuencia de la suma de residuales al cuadrado, cálculo hecho a lo largo de la cuadrícula de dimensión m para las combinaciones de m cambios (como en Bai y Perron (1998b)):

$$(\hat{T}_{b_1}, \dots, \hat{T}_{b_m}) = \arg \min_{T_{b_1}, \dots, T_{b_m}} SRC(T_{b_1}, \dots, T_{b_m}),$$

donde la minimización cubre todas las particiones T_{b_1}, \dots, T_{b_m} tal que $T_{b_i} - T_{b_{i-1}} \geq h$. A este criterio se le llama *min SRC* (Suma de Residuales al Cuadrado), y supone una determinación simultánea de la ubicación de m cambios a través de una búsqueda global. Las particiones de T en $m + 1$ segmentos obedecen a:

$$\begin{aligned} k + 1 + h &\leq T_{b_1} \leq T - mh \\ T_{b_1} + h &\leq T_{b_2} \leq T - (m - 1)h \\ &\vdots \\ T_{b_{m-1}} + h &\leq T_{b_m} \leq T - h, \end{aligned}$$

donde h representa el mínimo tamaño posible para un segmento.¹²

3. El Criterio de Información de Akaike (AIC) se calcula entonces para cada una de estas 3^m regresiones. Si el coeficiente del k max-ésimo rezago no es significativo para el modelo que arroja el AIC mínimo, entonces se estima (2) como en el paso 2, pero con k max -1 rezagos de la variable dependiente diferenciada. Nuevamente, se calcula el AIC para las 3^m regresiones correspondientes a las fechas de los cambios recién estimadas. Continuando de esta manera, se selecciona la combinación 'tipo de modelo/longitud del rezago' que corresponde al modelo que arroja el valor mínimo del AIC (de entre los 3^m modelos) y un correspondiente rezago significativo (llamado \hat{k}), usando una prueba de dos colas al 10%, basada en la distribución normal asintótica.¹³

Para discriminar entre modelos *ED* y *ETQ* para los casos $1 \leq m \leq 4$, se simula la distribución del estadístico t para la hipótesis nula de una raíz unitaria ($\alpha = 0$ en (2)), llamada $\hat{\tau}$, según la hipótesis de que los modelos verdaderos son los modelos *ETQ* (2) (siguiendo los pasos 1-3) y el modelo *ED* (3), ambos estimados a partir de los datos.¹⁴ Es decir, según el modelo *ETQ* (*ED*) se emplean los parámetros estimados de (2)((3)), y las primeras $k+1$ observaciones como condiciones iniciales ($\Delta Y_2, \dots, \Delta Y_{k+1}$) para generar 10,000 muestras de ΔY_t , $t = 2, \dots, T$, con residuales seleccionados aleatoriamente (con reemplazo)

¹²Esta representación de h se basa en el algoritmo de programación dinámica presentado por Bai y Perron (1998b) para obtener minimizadores globales de la *SRC*. En las aplicaciones empíricas siguientes, se utiliza $h = 6$. Los resultados son robustos a muchas otras elecciones de h .

¹³Nótese que si no hay rezagos significativos, entonces $\hat{k} = 0$, lo que supone un modelo AR(1) para la ecuación (2). Si este es el caso, la selección del modelo se deduce simplemente del valor mínimo del AIC. El mismo enfoque se aplica en Noriega y De Alba (2001).

¹⁴Kuo y Mikkola (1999) adoptan un enfoque similar para las series del tipo de cambio real entre el Reino Unido y los Estados Unidos.

del modelo ETQ (ED) estimado. Para cada muestra generada, se corre la ecuación de regresión (2) y los 10,000 valores correspondientes de $\hat{\tau}$ se usan para construir la función de densidad empírica de este estadístico según el modelo ETQ (ED), identificado como $f_{ETQ_m}(\hat{\tau})$, $m = 0, \dots, 4$ ($f_{ED}(\hat{\tau})$).¹⁵

Entonces se obtiene la posición donde cae la estimación muestral del estadístico t para hacer la prueba de una raíz unitaria ($\hat{\tau}_T$) a partir de la estimación de la ecuación (2), relativa a las densidades empíricas (simuladas), para cada valor de m . Estas posiciones se calculan como la masa de probabilidad a la izquierda de $\hat{\tau}_T$, que se indican como $p_{ETQ_m} \equiv \Pr[\hat{\tau} \leq \hat{\tau}_T \mid f_{ETQ_m}(\hat{\tau})]$ and $p_{ED} \equiv \Pr[\hat{\tau} \leq \hat{\tau}_T \mid f_{ED}(\hat{\tau})]$. Un valor de $p_{ED} > 0.10$ indicaría que no hay suficiente evidencia en los datos contra la especificación ED . Se concluye a favor de una especificación ETQ con m cambios estructurales cuando $p_{ED} \leq 0.10$ y $0.10 < p_{ETQ_m} < 0.90$.

En esta sección se emplea la convención discutida anteriormente de que si una variable es estacionaria alrededor de una tendencia quebrada, entonces es integrada de orden cero. A continuación se discute la implicación de dicha convención. Los resultados se presentan en el cuadro A1 del apéndice. La primera columna indica el número de cambios permitidos en la función de tendencia, m . La segunda columna hace referencia a la longitud estimada del rezago, \hat{k} . En las aplicaciones empíricas \hat{k} max se fija en 5. Las siguientes columnas reportan las fechas estimadas de los cambios. El tipo de cambio permitido en la función de tendencia se reporta entre paréntesis. La columna denominada AC reporta los valores p para la prueba del Multiplicador de Lagrange de la hipótesis nula de que las perturbaciones están serialmente no correlacionadas contra la alternativa de que son autocorrelacionadas de orden uno. La siguiente columna reporta el valor del estadístico t para comprobar la hipótesis nula de una raíz unitaria, estimada a partir de la ecuación (2). La masa de probabilidad ubicada a la izquierda de este estimado, según cada una de las especificaciones simuladas ED y ETQ , se presenta en las últimas dos columnas del cuadro.

Para ilustrar los resultados de nuestro procedimiento de pruebas, analicemos los casos de algunos países en particular. En el caso del Reino Unido, el cuadro A1 muestra que para la producción real, la raíz unitaria no puede rechazarse para $m = 0$ ($p_{ED} > 0.10$), mientras que el modelo ET no está respaldado por los datos ($p_{ETQ_0} > 0.90$). Cuando permitimos una caída en el nivel y un aumento en la pendiente de la tendencia en 1918, la raíz unitaria se rechaza fuertemente¹⁶, mientras que la alternativa no se rechaza: no sería posible rechazar el modelo ETQ estimado incluso a un nivel de significancia de 20%. Nótese que, de hecho, para todos los casos de tendencia quebrada considerados ($1 \leq m \leq 4$), el modelo ED se rechaza fuertemente, mientras que las diversas alternativas no se rechazan. Sin embargo, se decide a favor del modelo ETQ con un cambio, ya que $p_{ED} < 0.10$ and p_{ETQ_1} está más cerca de la mitad de la distribución

¹⁵Las 10,000 regresiones ajustadas utilizan el valor estimado de k , según el modelo ETQ (ED). Todos los cálculos se llevaron a cabo en GAUSS.

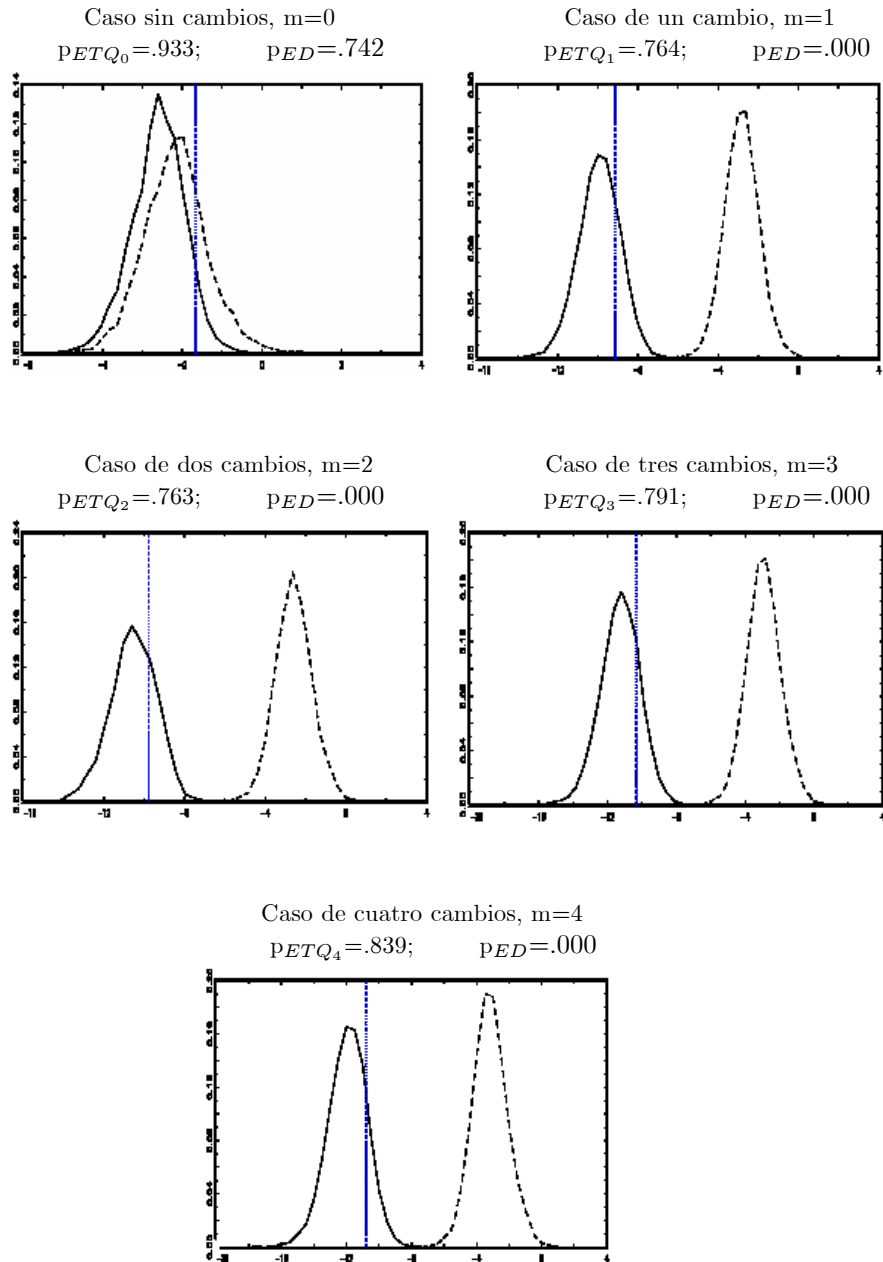
¹⁶Estos resultados coinciden con los obtenidos por Duck (1992).

empírica, bajo una especificación parsimoniosa.¹⁷ Para los agregados monetarios, el modelo *ED* se rechaza en presencia de cambios múltiples ($m = 2, 3, 4$). Sin embargo, como la probabilidad asociada con el modelo de dos cambios (uno en el nivel (1939) y otro en el nivel y la tendencia (1970)) es la más cercana a la mitad de la distribución, elegimos un modelo *ETQ* con $m = 2$. Para la producción del Reino Unido, la figura 2 representa la posición de $\hat{\tau}_T$ relativa a las densidades simuladas de $\hat{\tau}$ para diferentes valores de m . Como se puede observar, cuando $m = 0$ no es posible discriminar entre las dos hipótesis. Por otro lado, cuando $m \geq 1$ se hace evidente que el valor muestra de $\hat{\tau}_T$ no podría haberse generado a partir del modelo *ED*.

¹⁷Nótese que la inclusión de un solo cambio es suficiente para eliminar el comportamiento de raíz unitaria en la producción. En el análisis empírico que sigue, los resultados de neutralidad para el Reino Unido no son sensibles a la inclusión de uno o de dos cambios en la producción real.

Figura 2

Densidades Empíricas de Tao para Modelos ED y ET
de la Producción Real del Reino Unido

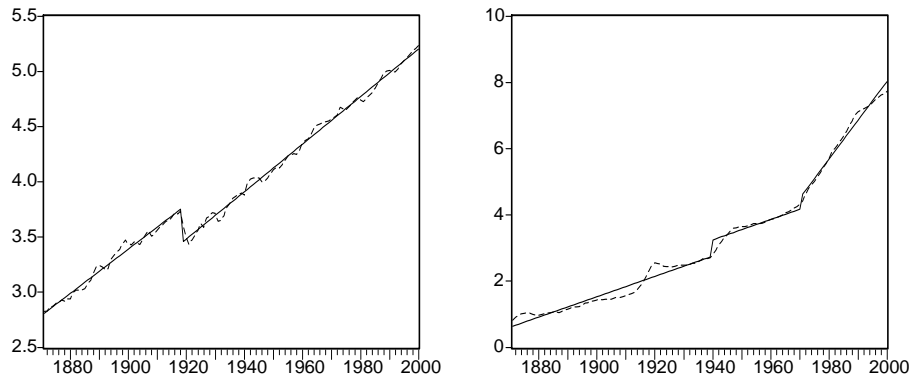


La figura 3 muestra gráficas de la producción y el dinero del Reino Unido, junto con sus correspondientes tendencias quebradas ajustadas.

Figura 3
Reino Unido

Y, I(0) + 1 cambio:
1918 (NT)

M4, I(0) + 2 cambios:
1939(N), 1970 (NT)



Nota: N significa cambio en Nivel y NT significa cambio en Nivel y Tendencia.

En el caso de Argentina se presenta un cuadro diferente. Para la producción real, el modelo *ED* se rechaza al nivel de cinco por ciento para todas las especificaciones de tendencias quebradas, mientras que según el modelo *ETQ*, la probabilidad más cercana a la mitad de la distribución corresponde al caso de 3 cambios estructurales. Para *M2*, las probabilidades indican que un cambio permanente estocástico no puede ser rechazado. De hecho, para los casos $m = 1, 2$, el rechazo del modelo *ED* es hacia una raíz explosiva, es decir, en la cola derecha de la distribución empírica. Los valores del parámetro AR para estos casos son $\hat{\alpha} = 1.07, 1.08$, respectivamente. Para las otras dos economías latinoamericanas, Brasil y México, el cuadro es similar: después de permitir cambios, el dinero permanece estocásticamente no estacionario, mientras que la producción se convierte en un proceso estacionario en tendencia quebrada.¹⁸

Para la producción de Australia, el modelo *ED* puede rechazarse para $2 \leq m \leq 4$. Sin embargo, únicamente para $m = 3$ no se rechaza la alternativa (y se acerca más a la mitad de la distribución empírica). Se llega a conclusiones similares para los agregados monetarios. El dinero canadiense claramente rechaza

¹⁸En el caso de la producción brasileña, el modelo *ED* se rechaza para $m > 0$, y las diversas alternativas de *ETQ* no se rechazan. La combinación de valores de probabilidad correspondientes a $m = 4$ permite una clara discriminación entre los modelos. Argumentos similares se aplican a la producción de México con $m = 3$. Para el dinero brasileño, cuando $2 \leq m \leq 4$, $p_{ED} < 0.10$, lo que implica el rechazo de *ED*. Sin embargo, tampoco se sustentan los modelos *ETQ* correspondientes, ya que $p_{ETQ_m} > 0.90$. Argumentos similares se aplican a *M1* de México para $m = 4$. En estos casos, no se concluye a favor de un modelo *ETQ*, ya que los datos también rechazan las diversas hipótesis alternativas.

una raíz unitaria contra un modelo *ETQ* con un cambio en el nivel en 1920. Para Suecia, la producción real y el dinero pueden representarse mediante un modelo *ETQ* con $m = 3$.

El lado izquierdo del cuadro 2 resume los resultados empíricos. Los países de la muestra se agruparon de acuerdo con el efecto de los cambios en el orden de integración de las variables. El primer grupo incluye Australia, Canadá, Suecia y el Reino Unido. Para este grupo, la inclusión de cambios ha reducido el orden de integración tanto del dinero como de la producción (con la excepción de la producción canadiense, que ya se sabía que era $I(0)$ sin cambios). Un segundo grupo comprende los países latinoamericanos, Argentina, Brasil y México, para los cuales la producción real parece seguir un modelo estacionario en tendencia quebrada, mientras que el dinero permanece estocásticamente no estacionario. Finalmente, para Italia la inclusión de cambios en la función de tendencia no altera el orden de integración del dinero y la producción, ya establecido por Noriega (2004) como $I(1)$. Por lo tanto, la inclusión de cambios ha afectado el orden de integración de 10 series, y, como se muestra a continuación, también afectará las conclusiones acerca de la NLP.

Cuadro 2
Resumen de los resultados

País	Series	Orden de Integración		NLP			SNLP		
		m=0*	m>0	m=0*	$\frac{m}{E} > \frac{0}{D}$		m=0*	$\frac{m}{E} > \frac{0}{D}$	
Australia	Y	I(1)	I(0)+3c						
	M2	I(1)	I(0)+2c	F	NV	M	NV	NV	M
Canadá	Y	I(0)	I(0)						
	M2	I(1)	I(0)+1c	MD	NV	M	NV	NV	NV
Suecia	Y	I(1)	I(0)+3c						
	M2	I(1)	I(0)+3c	M	NV	-	NV	NV	-
Reino Unido	Y	I(1)	I(0)+1c						
	M4	I(1)	I(0)+2c	F	NV	M	NV	NV	M
Argentina	Y	I(1)	I(0)+3c						
	M2	I(1)	I(1)	F	MD	NV	NV	NV	NV
Brasil	Y	I(1)	I(0)+4						
	M2	I(2)	I(2)	MD	MD	NV	F	MD	NV
México	Y	I(1)	I(0)+3c						
	M1	I(1)	I(1)	F	MD	NV	NV	NV	NV
Italia	Y	I(1)	I(1)						
	M2	I(1)	I(1)	F	-	NV	NV	NV	NV

E, D significan estocástico y determinístico, respectivamente. F, M, MD y NV significan: fracasa, se mantiene, se mantiene por definición y no verificable, respectivamente. c significa cambio estructural

*Estos resultados se tomaron de Noriega (2004).

3 Neutralidad Estocástica y Determinística

El efecto de los cambios estructurales en el orden de integración del dinero y la producción plantea una pregunta interesante sobre las pruebas de neutralidad monetaria: ¿Debemos derivar conclusiones sobre la NLP con base únicamente en la versión estocástica de la prueba de FS? Para interpretar la evidencia de los cambios estructurales presentados anteriormente, se utiliza aquí una noción heurística de la neutralidad monetaria *determinística*, que naturalmente surge en ausencia de choques estocásticos permanentes en las variables.

Con base en los resultados de la sección anterior, se presentan conclusiones sobre la NLP y la SNLP en el lado derecho del cuadro 2. Las columnas con los encabezados NLP y SNLP muestran si las proposiciones de neutralidad se mantienen (M), fracasan (F), o no son verificables (NV). Los resultados se reportan para los casos en los que no hay cambios ($m = 0$), y en los que hay hasta 4 cambios ($m > 0$). Cuando se permiten cambios, se ofrecen dos interpretaciones distintas: una basada en la versión estocástica (E) de las pruebas de neutralidad (FS)¹⁹, y otra basada en una versión determinística (D).

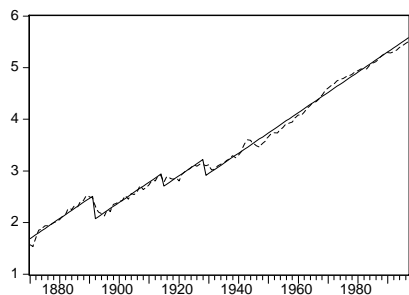
Tomemos por ejemplo el Reino Unido. Si no se permiten cambios, la prueba de FS indica que la neutralidad (estocástica) fracasa (véanse los detalles en Noriega (2004)). Al permitir cambios, se encuentra que ambas variables siguen un proceso estacionario alrededor de una tendencia quebrada, lo que significa que la NLP (estocástica) no es verificable, ya que no hay cambios permanentes estocásticos en las variables. Sin embargo, según una interpretación determinística, parece mantenerse alguna forma de NLP. De acuerdo con nuestros resultados, el comportamiento de largo plazo de la producción del Reino Unido está bien caracterizado como una tendencia lineal, perturbada por un solo cambio en 1918. Por otro lado, el dinero del Reino Unido experimentó dos cambios estructurales, uno en el nivel (1938) y otro en el nivel y la tendencia (1970). Nótese que estos dos cambios no tuvieron ningún efecto sobre el comportamiento a largo plazo de la producción, la cual mostró una tendencia lineal desde 1918 (véase la figura 3). Decimos que el dinero es determinísticamente neutral (DN) para el Reino Unido ya que la producción fluctúa de manera estacionaria alrededor de una tendencia lineal sin cambios desde 1918 hasta 2000. Asimismo, como el cambio en el dinero de 1970 fue de nivel *y tendencia*, decimos que el dinero del Reino Unido también es determinísticamente superneutral (DSN), por lo menos a lo largo de un horizonte de 30 años.

De manera similar, para Australia concluimos que el dinero es DSN (durante más de 50 años), ya que la tendencia de la producción permaneció inalterada, después de dos cambios monetarios en el nivel y la pendiente de la tendencia (véase la figura 4).

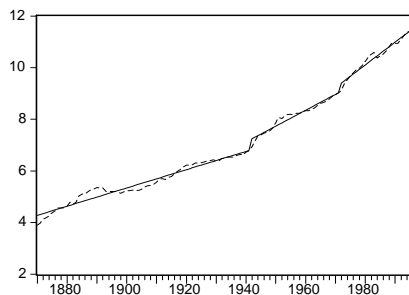
¹⁹Serletis y Krause (1996) y Serletis y Koustas (1998) utilizan esta interpretación cuando analizan sus hallazgos empíricos. Nótese que según la interpretación estocástica, se supone, como en estudios previos, la exogeneidad del dinero. Para conocer un enfoque multivariado que permite examinar los efectos de la endogeneidad monetaria a largo plazo en pruebas de neutralidad en forma reducida, véase Boschen y Mills (1995).

Figura 4
Australia

Y, I(0) + 3 cambios
1891 (N), 1914 (N), 1928 (N)



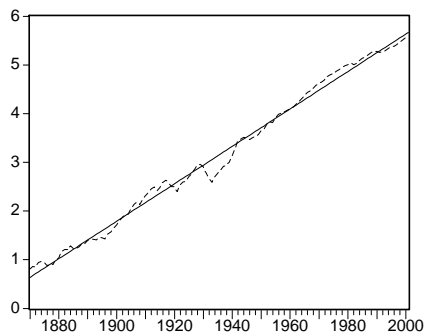
M2, I(0) + 2 cambios
1941 (NT), 1971 (NT)



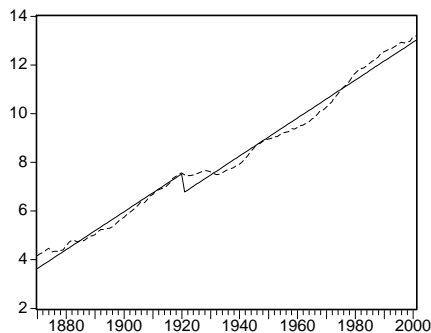
Para Canadá también puede aplicarse una interpretación determinística de la NLP, ya que la caída en el nivel del dinero en 1920 no tuvo ningún efecto sobre la tendencia a largo plazo de la producción, misma que fluctuó estacionariamente alrededor de una tendencia lineal por más de 80 años después del cambio monetario (permanente) (véase la figura 5).

Figura 5
Canadá

Y, I(0)



M2, I(0) + 1cambio:
1918 (N)



Por lo tanto, para tres países de este primer grupo, la presencia de cambios determinísticos en la función de tendencia de las variables nos llevaría a la conclusión (preliminar) de que la NLP (estocástica) no es verificable. Por otro lado, según la interpretación determinística, la NLP parece mantenerse para Australia, Canadá y el Reino Unido.

Por otro lado, en el caso de Suecia, la noción heurística de la neutralidad determinística no puede aplicarse, ya que la producción experimentó cambios

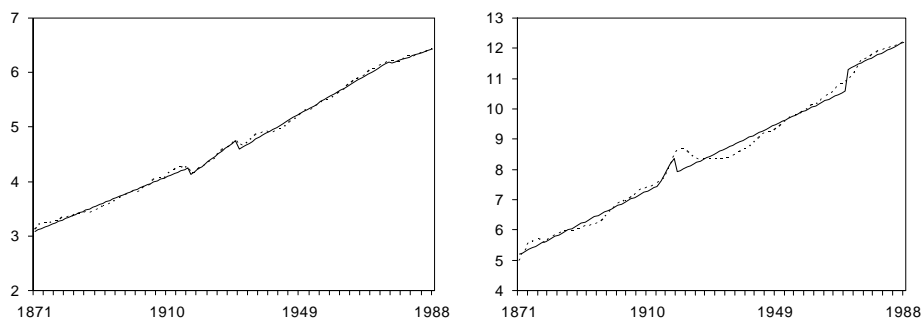
estructurales en su función de tendencia, lo cual puede correlacionarse con los cambios encontrados en las series monetarias. Véase la figura 6.

Figura 6

Suecia

Y, $I(0)$ + 3 cambios
1916 (NT), 1930 (NT), 1975 (NT)

M2, $I(0)$ + 3 cambios
1912 (NT), 1918 (NT), 1970 (N)



Para el grupo de economías latinoamericanas, la producción fluctúa de manera estacionaria alrededor de una tendencia con cambios, pero la neutralidad determinística no es verificable, debido a que prevalece la no estacionariedad (raíz unitaria) estocástica en las series monetarias. Entonces, las conclusiones sobre la neutralidad monetaria para estos casos, deben derivarse de la interpretación estocástica del cuadro 2 (como en Serletis y Krause (1996) y Serletis y Koustas (1998)), según la cual una variable que es estacionaria alrededor de una tendencia quebrada es integrada de orden cero. Por lo tanto, para este grupo de países la producción es $I(0)$ mientras que el dinero es $I(1)$ or $I(2)$. En estas circunstancias, la NLP se mantiene por definición, como se indica en el cuadro 2. Para Italia la neutralidad determinística tampoco es verificable, ya que tanto el dinero como la producción son $I(1)$ sin cambios. Sin embargo, dado que ambas variables son $I(1)$, los resultados de Noriega indican que la NLP fracasa. Un análisis similar se aplica para las pruebas de superneutralidad: el enfoque determinístico indica que la superneutralidad se mantiene para Australia y el Reino Unido, mientras que para Canadá no es verificable, ya que el cambio en el dinero se dio en el nivel, no en el nivel y la tendencia. Para Brasil se mantiene, dado que la producción es $I(0)$ mientras que el dinero es $I(2)$. Para el resto de los países la superneutralidad no es verificable.

Por lo tanto, si se considera la presencia de cambios, la NLP parece mantenerse para 6 de los 8 casos analizados: Australia, Canadá, el Reino Unido, Argentina, Brasil, y México (según el enfoque determinístico para los primeros tres, y según el enfoque estocástico para los últimos tres). Esto contrasta con las pruebas tradicionales que no toman en cuenta los cambios, donde parecería mantenerse únicamente en tres casos. Para Suecia, el enfoque determinístico

no permite hacer inferencia, debido a la correlación potencial entre los cambios²⁰; sin embargo, según el enfoque tradicional de FS, la NLP se mantiene para Suecia. Italia parece ser el único país en el que la NLP fracasa.

Los resultados para Australia, Canadá, el Reino Unido, Argentina, y Brasil coinciden con los resultados de Serletis y Krause (1996), Olekalns (1996), Haug y Lucas (1997) y Bae y Ratti (2000). En este sentido, puede argumentarse que la neutralidad se mantiene bajo choques permanentes estocásticos y determinísticos. Nuestros resultados respaldan los de Noriega (2004) únicamente para los casos en donde la NLP se mantiene: Canadá y Brasil. En cuanto a la superneutralidad, los resultados para Canadá, Argentina, México e Italia apoyan los de Noriega (2004): la SNLP no es verificable. En contraste con Noriega (2004), nuestros resultados indican que la superneutralidad efectivamente se mantiene para Australia y el Reino Unido, una vez que se tienen en cuenta cambios en la función de tendencia.

según la metodología de FS, el orden de integración del dinero debería ser igual o mayor que uno, para que la DLP esté definida. Por otro lado, el orden de integración de la producción no está limitado. El único requisito es que $\langle y \rangle \leq \langle m \rangle$ (el orden de integración de la producción no puede ser mayor que el del dinero). Según la interpretación determinística las restricciones son diferentes. Según nuestro enfoque, sí se pueden asociar choques permanentes en la tasa de crecimiento del dinero con cambios permanentes inexistentes en la producción. Asimismo, según nuestro enfoque, no es necesaria la restricción de identificación de cambios exógenos en el dinero. En el cuadro 3 se resumen las restricciones necesarias para una interpretación determinística de nuestros resultados empíricos.

Table 3

Restricciones sobre $\langle m \rangle$ y $\langle y \rangle$	ND	Casos
1) $\langle m \rangle : 1 \searrow 0 + \text{cambios}$ $\langle y \rangle : 1 \searrow 0 + \text{cambios}$	Se puede probar	Australia, Suecia, Reino Unido
2) $\langle m \rangle : 1 \searrow 0 + \text{cambios}$ $\langle y \rangle : 0 \rightarrow 0$	MD	Canadá
3) $\langle m \rangle : 1 \rightarrow 1$ $\langle y \rangle : 1 \searrow 0 + \text{cambios}$	NV	Argentina, Brasil, México
4) $\langle m \rangle : 1 \rightarrow 1$ $\langle y \rangle : 1 \rightarrow 1$	NV	Italia

Los símbolos \searrow y \rightarrow indican que el orden de integración de la variable se ha reducido y mantenido, respectivamente, una vez que se permiten cambios estructurales en la función de tendencia.

²⁰Más adelante se discute brevemente esta cuestión y se indican los métodos para tratarla.

En el caso 1), el dinero y la producción deberían ser estacionarios alrededor de una tendencia quebrada para que pueda comprobarse la neutralidad determinística (ND) de largo plazo. Proponemos dos maneras de comprobar la neutralidad determinística ND. Una se basa en el análisis heurístico de precedencia empleado anteriormente: si después de un cambio en m no hay cambios en y , entonces se concluye que el dinero es determinísticamente neutral, si el cambio es en el nivel del dinero, o superneutral si el cambio es en la pendiente de la tendencia, como en los casos de Australia y el Reino Unido. La segunda es adecuada para el caso de Suecia, que puede analizarse mediante la teoría de *co-breaking*, de reciente creación e introducida por Hendry y Mizon (1998), Clements y Hendry (1999, capítulo 9), y recientemente propuesta y resumida por Hendry y Massmann (2007), o las técnicas para encontrar características comunes (Engle y Kozicki (1993), Vogelsang y Franses (2001)). La técnica del rango reducido desarrollada por Krolzig y Toro (2000) arroja información sobre la manera en que se relacionan los cambios a través de las variables económicas y en el tiempo. La aplicación de estas técnicas está fuera del alcance de este artículo, y se abordará en investigaciones futuras.

Para que la neutralidad determinística se mantenga por definición, (caso 2), ambas variables deben ser estacionarias, pero el dinero debe serlo alrededor de la tendencia con cambios, como en el caso de Canadá. Finalmente, la neutralidad determinística y la superneutralidad determinística no son verificables (casos 3 y 4), cuando al menos una de las variables contiene una raíz unitaria, como en los casos de Argentina, Brasil, México e Italia.

4 Comentarios Finales

Este artículo documenta empíricamente el impacto de cambios (determinados endógenamente) en la tendencia de largo plazo del dinero y la producción real, en las pruebas de Fisher y Seater (1993) de la NLP y la SNLP, utilizando una base con datos internacionales y anuales correspondientes a periodos de tiempo prolongados. Se presenta evidencia sobre la imposibilidad de rechazar modelos estacionarios en tendencia quebrada plausibles que exhiben una dinámica transitoria en torno a una tendencia determinística de largo plazo sujeta a cambios estructurales infrecuentes. Esto es particularmente cierto en el caso de las series de producción, cuyos órdenes de integración tienden a disminuir después de permitirse cambios (con la excepción de Italia).

Se encontró que las conclusiones sobre la neutralidad monetaria son sensibles al número y a la localización de cambios permitidos en la tendencia de largo plazo de las variables pertinentes. Se documenta el hecho de que la omisión de cambios puede inducir al rechazo (posiblemente espurio) de la neutralidad.

Mediante tendencias lineales sin cambios, Noriega (2004) encontró evidencia mixta a favor de la NLP, que se mantuvo únicamente para la mitad de los países de la muestra. Nuestros hallazgos complementan los de Noriega (2004) e indican que la neutralidad monetaria se mantiene, ya sea en su interpretación estocástica o determinística, para todos los países analizados excepto Italia. Al

permitir cambios y según la interpretación estocástica, la NLP no es verificable para la mitad de los países, mientras que según la interpretación determinística se mantiene para Australia, Canadá, y el Reino Unido. Mientras que, la SNLP determinística se mantiene para Australia and el Reino Unido.

Nuestros resultados sugieren que debe hacerse una distinción entre las reacciones a choques determinísticos y estocásticos. La prueba de FS mide la correlación entre los choques estocásticos permanentes en los datos de dinero y producción. Podría ser conveniente ampliar la noción de la neutralidad del dinero al permitir choques determinísticos y estocásticos. Los autores están trabajando en el comportamiento asintótico de los estimadores de regresión de horizonte largo ante cambios estructurales en el componente determinístico.

5 Referencias

Aggarwal, R., A. Montañés y M. Ponz (2000), "Evidence of Long-run Purchasing Power Parity: Analysis of Real Asian Exchange Rates in Terms of the Japanese Yen", *Japan and the World Economy*, 12, 351-361.

Arestis, P. y I. Biefang-Frisancho Mariscal, (1999), "Unit Roots and Structural Breaks in OECD Unemployment", *Economics Letters*, 65, 149-156.

Bae, S. K. y M. Jensen (1999), "Long-Run Neutrality in a Long-Memory Model", Mimeo disponible en:

<http://econwpa.wustl.edu/eprints/mac/papers/9809/9809006.abs>.

Bae, S. K. y R. A. Ratti (2000), "Long-run Neutrality, High Inflation, and Bank Insolvencies in Argentina and Brazil", *Journal of Monetary Economics*, 46, 581-604.

Bai, J. y P. Perron (1998a), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66(1), 47-78.

——— (1998b), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," Mimeo.

Ben-David, D. y D.H. Papell (1995), "The Great Wars, the Great Crash, and Steady State Growth: Some New Evidence About an Old Stylized Fact", *Journal of Monetary Economics*, 36, 453-475.

——— (1998) ."Slowdowns and Meltdowns: Postwar Growth Evidence from 74 Countries," *Review of Economics and Statistics*, 80, 561-571

Blanchard, O.J.y D.T. Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregated Supply Disturbances", *American Economic Review*, 79, 655-673

Boschen, J. F. y C. M. Otrok (1994), "Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment", *American Economic Review*, 84(5), 1470-1473.

Boschen, J. F. y L. O. Mills (1995), "Tests of Long-Run Neutrality Using Permanent Monetary and Real Shocks", *Journal of Monetary Economics*, 35, 25-44.

Bullard, J. (1999), "Testing Long-Run Monetary Neutrality Propositions: Lessons from the Recent Research", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, (Noviembre/Diciembre), 57-77.

Clemente, J., A. Montañés y M. Reyes (1998) "Testing for a Unit Root in Variables with a Double Change in the Mean", *Economics Letters*, 59, 175-182.

Clements M. y D. Hendry (1999), *Forecasting Non-stationary Economic Time Series*, Cambridge, Mass.: MIT Press.

Cogley, T. y J.M. Nason (1995) "Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series: Implications for Business Cycle Research", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19, 253-278.

Culver, S. y D. Pappell (1995), "Real Exchange Rates Under the Gold Standard: Can they be Explained by the Trend Break Model?", *Journal of International Money and Finance*, 14(4), 539-548.

Diebold, F.X. y Senhadji, A. S. (1996), "The Uncertain Unit Root in Real GNP: Comment", *The American Economic Review*, 86(5), 1291-1298.

- Duck, N.W. (1992), "UK Evidence on Breaking Trend Functions", *Oxford Economic Papers*, 44, 426-439.
- Engle, R. y S. Kozicki (1993), "Testing for Common Features", *Journal of Business and Economic Statistics*, 11(4), 369-395.
- Faria, J. R. (2001), "Habit Formation in a Monetary Growth Model", *Economics Letters*, 73, 51-55.
- Fisher, M. E. y J. J. Seater (1993), "Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework", *American Economic Review*, 83(3), 402-415.
- Gil, Alana, L.A.(2002), "Structural Breaks and Fractional in the US Output and Unemployment Rate", *Economics Letters*, 77 79-84.
- Haug, A. A. y R. F. Lucas (1997), "Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment", *American Economic Review*, 87(4), 756-759.
- Hayakawa, H. (1995), "The Complete Complementarity of Consumption and Real Balances and the Strong Superneutrality of Money", *Economics Letters*, 48, 91-97.
- Hendry, D. y G.E. Mizon (1998), "Exogeneity, Causality and Co-breaking in Economic Policy Analysis of a Small Econometric Model in the UK", *Empirical Economics*, 23, 267-294.
- Hendry, D. F. y M. Massmann (2007), "Co-Breaking: Recent Advances and a Synopsis of the Literature", *Journal of Business & Economic Statistics*, 25(1), 33-51.
- Hodrick R. J. y E. Prescott (1997), "Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1-16.
- King, R. B. y M. W. Watson (1997), "Testing Long-Run Neutrality", *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 83(3), 69-101.
- Krolzig, H.M. y J. Toro (2000), "Testing for Co-breaking and Super Exogeneity in the Presence of Deterministic Shifts", Institute of Economics and Statistics, Oxford, Mimeo.
- Kuo, B. y A. Mikkola, (1999), "Re-examining Long -run Purchasing Power Parity", *Journal of International Money and Finance*, 18, 251-266.
- Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Lanne, M., H. Lutkepohl y P. Saikkonen (2003), "Test Procedures for Unit Roots in Time Series with Level Shifts at Unknown Time", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(1), 91-115.
- Leybourne, S., P. Newbold y D. Vougas (1998), "Unit Roots and Smooth Transitions", *Journal of Time Series Analysis*, 19(1), 83-97.
- Lumsdaine, R.L. y D.H. Papell (1997), " Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, 79, 212-218.
- Maddala, G. S. y I. M. Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press.
- Marty, A. (1994), "What is the Neutrality of Money?", *Economics Letters*, 44, 407-409.

- Mehl, A. (2000), "Unit Root Tests with Double Trend Breaks and the 1990s Recession in Japan", *Japan and the World Economy*, 12, 363-379.
- Nelson, C. y C. Plosser (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, Septiembre 1982, 139-162.
- Ng, S. y P. Perron (1995), "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268-281.
- Ng, S. y P. Perron (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests With Good Size and Power", *Econometrica*, 69(6), 1519-54.
- Noriega, A. E. y E. de Alba (2001), "Stationarity and Structural Breaks: Evidence from Classical and Bayesian Approaches", *Economic Modelling*, 18, 503-524.
- Noriega (2004), "Long-Run Monetary Neutrality and the Unit Root Hypothesis: Further International Evidence", *North American Journal of Economics and Finance*, 15, 179-197.
- Ohara, H.I. (1999), "A Unit Root Test with Multiple Trend Breaks: A Theory and an Application to U.S. and Japanese Macroeconomic Time Series", *The Japanese Economic Review*, 20(3), 266-290.
- Olekalns, N. (1996), "Some Further Evidence on the Long-Run Neutrality of Money", *Economics Letters*, 50, 393-398.
- Pantula, S. G. (1989), "Testing for Unit Roots in Time Series Data", *Econometric Theory*, 5, 256-271.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- (1992), "Trend, Unit Root and Structural Change: A Multi-Country Study with Historical Data", In *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, American Statistical Association, 144-149.
- (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80, 355-385.
- (2003) "Statistical Adequacy and the Testing of Trend versus Difference Stationarity": Some Comments", Mimeo.
- Perron, P. y T. Vogelsang (1992), "Nonstationary and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 301-320.
- Perron, P. y X. Zhu (2002), "Structural Breaks with Deterministic and Stochastic Trends", Mimeo.
- Phillips, P.C.B. y Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series", *Biometrika*, 75, 335-346.
- Pollock, D.G.S. (2001) "Methodology for Trend Estimation", *Economic Modelling*, 18(1), 75-96.
- Raj, B. (1992), "International Evidence on Persistence in Output in the Presence of an Episodic Change", *Journal of Applied Econometrics*, 7, 281-293.
- Rudebush, G. D. (1992), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: a Re-examination", *International Economic Review*, 33(3), 661-680.

- Said, E.S. y D.A. Dickey (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, 71, 599-607.
- Schmidt, P. y P.C.B. Phillips (1992) "LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 257-288.
- Sen, A. (2003), "On Unit Root Tests When the Alternative is a Trend-Break Stationary Process", *Journal of Business and Economic Statistics*, 21(1), 174-184.
- Serletis, A. y D. Krause (1996), "Empirical Evidence on the Long-Run Neutrality Hypothesis Using Low-Frequency International Data", *Economics Letters*, 50, 323-327.
- Serletis, A. y Z. Koustas (1998), "International Evidence on the Neutrality of Money", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30(1), 1-25.
- Sidrauski, M. (1967), "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy", *American Economic Review*, Papers and Proceedings 57, 534-544.
- Sollis, R., S. Leybourne y P. Newbold (1999), "Unit Roots and Asymmetric Smooth Transitions", *Journal of Time Series Analysis*, 20(6), 671-677.
- Stock, J.H. (1994), "Unit Roots, Structural Breaks and Trends", *Handbook of Econometrics*, IV, 2740-2841.
- Vogelsang, T. y P. Franses (2001), "Testing for Common Deterministic Trend Slopes", Mimeo.
- Wallace, F. H. (1999), "Long-run Neutrality of Money in the Mexican Economy", *Applied Economics Letters*, 6, 637-40.
- Zelhorst, D. y Haan, Jakob de (1995), "Testing for a Break in Output: New International Evidence", *Oxford Economic Papers*, 47, 357-362.
- Zivot, E. y D.W.K. 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.

6 Apéndice

Cuadro A1

Valores de Probabilidad para la Producción Real y el Dinero

m	\hat{k}	T_{b_1}	T_{b_2}	T_{b_3}	T_{b_4}	AC	$\hat{\tau}_T$	$PETQ_m$	PED
Australia, Y									
1870-1997									
0	4					.95	-1.28	.92	.88
1	4	1889 _(N)				.77	-3.11	.88	.16
2	2	1891 _(NT)	1930 _(NT)			.96	-6.69	.90	.00
3	4	1891 _(N)	1914 _(N)	1928 _(N)		.75	-7.43	.87	.00
4	4	1891 _(N)	1914 _(NT)	1928 _(N)	1962 _(N)	.76	-8.65	.99	.00
Australia, M2									
1870-1997									
0	1					.98	-0.25	.92	.96
1	1	1933 _(T)				.94	-3.54	.88	.21
2	1	1941 _(NT)	1971 _(NT)			.99	-4.55	.81	.06
3	1	1892 _(NT)	1941 _(NT)	1972 _(NT)		.63	-6.09	.86	.01
4	2	1892 _(NT)	1941 _(NT)	1972 _(NT)	1983 _(NT)	.24	-5.43	.89	.03
Canadá, M2									
1870-2001									
0	1					.60	-1.54	.882	.779
1	1	1920 _(N)				.95	-3.80	.650	.052
2	1	1875 _(NT)	1920 _(N)			.97	-3.57	.716	.087
3	5	1920 _(NT)	1940 _(N)	1969 _(N)		.53	-3.73	.672	.158
4	5	1920 _(N)	1940 _(NT)	1959 _(T)	1980 _(NT)	.95	-1.44	.749	.806
Mexico, Y									
1932-2000									
0	1					.97	-0.46	.95	.92
1	0	1981 _(N)				.95	-2.96	.75	.27
2	3	1953 _(T)	1981 _(NT)			.63	-4.09	.97	.15
3	5	1953 _(T)	1981 _(T)	1994 _(NT)		.76	-8.16	.60	.00
4	3	1953 _(T)	1981 _(T)	1985 _(N)	1994 _(NT)	.46	-9.25	.78	.000

N, NT y T significan: nivel, tendencia, y nivel y tendencia, respectivamente.

Cuadro A1

Valores de Probabilidad para la Producción Real y el Dinero

m	\hat{k}	T_{b_1}	T_{b_2}	T_{b_3}	T_{b_4}	AC	$\hat{\tau}_T$	p_{ETQ_m}	p_{ED}
México, M2									
1932-2000									
0	3					.73	-2.09	.82	.51
1	1	1987 _(NT)				.69	4.19	1.0	1.0
2	1	1976 _(T)	1985 _(NT)			.78	-4.74	.88	.01
3	2	1945 _(NT)	1977 _(T)	1986 _(NT)		.40	-5.15	.95	.02
4	5	1945 _(NT)	1959 _(NT)	1977 _(NT)	1986 _(NT)	.99	-5.15	.83	.06
Suecia, Y									
1871-1988									
0	1					.92	-2.63	.78	.28
1	3	1958 _(N)				.90	-3.91	.90	.04
2	1	1916 _(NT)	1930 _(NT)			.17	-4.49	.80	.06
3	5	1916 _(NT)	1930 _(NT)	1975 _(NT)		.09	-5.15	.69	.02
4	4	1892 _(T)	1916 _(NT)	1939 _(NT)	1968 _(NT)	.24	-9.55	.92	.00
Suecia, M2									
1871-1988									
0	2					.81	-1.59	.92	.79
1	4	1918 _(N)				.99	-2.40	.85	.45
2	4	1912 _(NT)	1918 _(NT)			.43	-3.29	.74	.27
3	1	1912 _(NT)	1918 _(NT)	1970 _(N)		.41	-5.45	.78	.01
4	3	1894 _(T)	1916 _(NT)	1935 _(T)	1970 _(NT)	.14	-9.20	.96	.00
Reino Unido, Y									
1871-2000									
0	3					.93	-1.67	.93	.74
1	1	1918 _(NT)				.91	-9.14	.76	.00
2	1	1902 _(N)	1918 _(N)			.78	-9.77	.76	.00
3	1	1902 _(N)	1918 _(N)	1979 _(NT)		.65	-10.32	.79	.00
4	1	1902 _(N)	1918 _(N)	1945 _(NT)	1973 _(N)	.61	-10.79	.84	.00

N, NT y T significan: nivel, tendencia, y nivel y tendencia, respectivamente.

Cuadro A1

Valores de Probabilidad para la Producción Real y el Dinero

m	\hat{k}	T_{b_1}	T_{b_2}	T_{b_3}	T_{b_4}	AC	$\hat{\tau}_T$	$PETQ_m$	PED
Reino Unido, M4									
1871-2000									
0	2					.93	-0.94	.84	.90
1	2	1970 _(NT)				.91	-3.12	.85	.23
2	1	1939 _(N)	1970 _(NT)			.14	-5.53	.83	.00
3	1	1913 _(N)	1939 _(NT)	1970 _(NT)		.48	-7.57	.92	.00
4	1	1913 _(N)	1939 _(NT)	1967 _(T)	1989 _(NT)	.92	-9.66	.87	.00
Argentina, Y									
1884-1996									
0	0					.73	-2.23	.88	.47
1	0	1902 _(N)				.93	-3.98	.79	.03
2	0	1902 _(N)	1980 _(N)			.72	-5.97	.77	.00
3	5	1912 _(T)	1917 _(NT)	1980 _(N)		.88	-5.73	.52	.00
4	5	1896 _(N)	1913 _(NT)	1929 _(NT)	1980 _(NT)	.53	-6.39	.91	.00
Argentina, M2									
1884-1996									
0	3					.69	-0.107	.83	.96
1	2	1989 _(NT)				.69	8.32	.04	1.00
2	5	1974 _(N)	1988 _(NT)			.38	6.01	.56	1.00
3	5	1930 _(NT)	1974 _(NT)	1988 _(NT)		.90	-1.55	.85	.81
4	5	1930 _(NT)	1970 _(NT)	1979 _(NT)	1988 _(NT)	.95	-3.19	.77	.40
Brasil, Y									
1912-1995									
0	1					.85	-2.73	.79	.23
1	1	1928 _(NT)				.65	-4.14	.83	.03
2	3	1928 _(N)	1970 _(NT)			.87	-4.44	.82	.05
3	5	1928 _(N)	1940 _(N)	1980 _(NT)		.23	-6.07	.86	.00
4	4	1928 _(NT)	1947 _(T)	1970 _(N)	1980 _(T)	.36	-7.96	.81	.00

N, NT y T significan: nivel, tendencia, y nivel y tendencia, respectivamente.

Cuadro A1
Valores de Probabilidad para la Producción Real y el Dinero

m	\hat{k}	T_{b_1}	T_{b_2}	T_{b_3}	T_{b_4}	AC	$\hat{\tau}_T$	$PETQ_m$	PED
Brasil, M2									
1912-1995									
0	5					.02	-0.94	1.00	.90
1	4	1987 _(NT)				.14	0.24	.14	.10
2	4	1968 _(T)	1987 _(NT)			.99	-3.56	1.00	.05
3	5	1944 _(NT)	1965 _(NT)	1987 _(N)		.64	-9.68	1.00	.00
4	5	1940 _(T)	1958 _(T)	1981 _(NT)	1987 _(NT)	.83	-7.95	.99	.00
México, M1									
1932-2000									
0	3					.95	-1.40	.87	.74
1	1	1991 _(N)				.38	3.44	1.00	1.00
2	4	1971 _(T)	1991 _(NT)			.87	-2.52	.70	.19
3	4	1944 _(NT)	1971 _(T)	1991 _(NT)		.17	0.64	.60	.97
4	1	1942 _(NT)	1974 _(T)	1982 _(NT)	1991 _(T)	.73	-10.1	.93	.00
Italia, Y									
1870-1997									
0	1					.79	-1.83	.86	.68
1	2	1945 _(N)				.48	-2.86	.92	.27
2	5	1938 _(NT)	1945 _(NT)			.37	-1.42	.77	.93
3	5	1897 _(N)	1938 _(NT)	1945 _(NT)		.84	-0.85	.77	.96
4	5	1917 _(NT)	1929 _(N)	1939 _(NT)	1945 _(NT)	.51	-0.62	.73	.98
Italia, M2									
1870-1997									
0	1					.44	-2.63	.72	.22
1	1	1937 _(NT)				.43	-3.65	.90	.19
2	1	1914 _(NT)	1937 _(NT)			.43	-3.79	.95	.22
3	3	1914 _(N)	1939 _(NT)	1989 _(T)		.33	-7.24	.93	.00
4	2	1914 _(N)	1936 _(NT)	1946 _(NT)	1987 _(T)	.15	-7.39	.92	.00

N, NT y T significan: nivel, tendencia, y nivel y tendencia, respectivamente.

Cuadro A2
Series de Datos Usados en la Estimación
(Todos los Datos en Logaritmos)

Año	Argentina		Australia		Brasil		Canadá		Italia		México			Suecia		Reino Unido	
	Y	M2	Y	M2	Y	M2	Y	M2	Y	M2	Y	M1	M2	Y	M2	Y	M4
1870			1.57	3.90			7.60	-0.36	10.11	7.79							
1871			1.53	3.98			7.64	-0.29	10.11	7.95				3.11	5.00	2.82	0.82
1872			1.70	4.12			7.63	-0.22	10.11	8.11				3.17	5.27	2.83	0.92
1873			1.85	4.18			7.72	-0.13	10.15	8.12				3.23	5.32	2.86	0.97
1874			1.86	4.26			7.74	-0.05	10.15	8.15				3.24	5.62	2.87	1.01
1875			1.94	4.37			7.72	-0.21	10.17	8.19				3.22	5.62	2.90	1.03
1876			1.93	4.46			7.65	-0.17	10.16	8.21				3.28	5.68	2.91	1.03
1877			1.95	4.56			7.72	-0.19	10.17	8.25				3.28	5.70	2.93	1.03
1878			2.00	4.56			7.68	-0.16	10.17	8.27				3.28	5.62	2.91	0.99
1879			2.02	4.58			7.78	-0.12	10.18	8.30				3.34	5.59	2.94	0.96
1880			2.06	4.64			7.82	0.05	10.22	8.33				3.34	5.73	2.94	0.97
1881			2.12	4.79			7.95	0.19	10.16	8.33				3.36	5.77	3.00	0.99
1882			2.16	4.72			7.99	0.28	10.21	8.30				3.36	5.81	3.02	1.01
1883			2.27	4.77			7.99	0.25	10.20	8.33				3.41	5.89	3.02	1.03
1884	21.76	-10.99	2.25	5.04			8.07	0.21	10.22	8.38				3.41	5.94	3.02	1.05
1885	21.81	-10.76	2.32	5.09			8.01	0.27	10.24	8.44				3.43	5.98	3.03	1.06
1886	21.81	-10.57	2.30	5.11			8.01	0.25	10.27	8.52				3.44	5.98	3.07	1.06
1887	21.93	-10.52	2.40	5.19			8.05	0.33	10.28	8.55				3.43	5.99	3.11	1.06
1888	22.02	-10.22	2.43	5.27			8.11	0.43	10.25	8.56				3.46	6.02	3.17	1.08
1889	22.18	-9.94	2.52	5.31			8.12	0.46	10.21	8.58				3.48	6.05	3.23	1.12
1890	22.14	-9.83	2.49	5.35			8.17	0.51	10.28	8.56				3.51	6.06	3.24	1.15
1891	22.02	-10.08	2.48	5.34			8.21	0.62	10.29	8.55				3.55	6.12	3.23	1.19
1892	22.10	-10.16	2.32	5.34			8.20	0.71	10.24	8.58				3.56	6.12	3.20	1.22
1893	22.15	-10.09	2.20	5.21			8.19	0.71	10.27	8.58				3.59	6.17	3.21	1.22
1894	22.23	-10.08	2.17	5.18			8.24	0.75	10.27	8.55				3.61	6.19	3.30	1.23
1895	22.23	-10.04	2.12	5.20			8.23	0.77	10.28	8.56				3.67	6.23	3.33	1.28
1896	22.31	-10.04	2.25	5.20			8.21	0.82	10.30	8.54				3.70	6.28	3.36	1.34
1897	22.25	-10.03	2.21	5.16			8.31	0.94	10.26	8.57				3.74	6.37	3.39	1.35
1898	22.33	-10.03	2.35	5.13			8.35	1.05	10.34	8.60				3.77	6.50	3.43	1.37
1899	22.41	-9.98	2.37	5.19			8.44	1.15	10.35	8.67				3.79	6.65	3.47	1.40
1900	22.39	-9.94	2.41	5.22			8.50	1.22	10.40	8.70				3.82	6.78	3.44	1.43
1901	22.47	-9.96	2.42	5.23			8.58	1.34	10.46	8.74				3.80	6.88	3.43	1.44
1902	22.45	-9.91	2.52	5.25			8.66	1.43	10.44	8.77				3.84	6.91	3.46	1.44
1903	22.58	-9.66	2.45	5.24			8.70	1.50	10.49	8.83				3.89	6.96	3.44	1.45
1904	22.68	-9.48	2.56	5.24			8.72	1.62	10.48	8.90				3.92	7.00	3.43	1.43
1905	22.81	-9.27	2.54	5.29			8.81	1.73	10.53	8.99				3.94	7.07	3.47	1.45
1906	22.85	-9.24	2.59	5.37			8.92	1.86	10.54	9.01				4.03	7.17	3.52	1.48
1907	22.88	-9.23	2.72	5.42			8.97	1.82	10.64	9.11				4.07	7.28	3.56	1.51
1908	22.97	-9.10	2.64	5.44			8.92	1.93	10.62	9.16				4.07	7.34	3.51	1.51
1909	23.02	-8.88	2.68	5.48			9.01	2.09	10.68	9.22				4.07	7.38	3.53	1.53
1910	23.09	-8.75	2.73	5.56			9.10	2.17	10.61	9.28				4.13	7.41	3.56	1.56
1911	23.11	-8.72	2.82	5.67			9.16	2.29	10.69	9.33				4.18	7.44	3.59	1.59
1912	23.18	-8.64	2.80	5.70	12.40	-14.43	9.24	2.36	10.71	9.35				4.21	7.49	3.62	1.63

Cuadro A2
Series de Datos Usados en la Estimación
(Todos los Datos en Logaritmos)

Año	Argentina		Australia		Brasil		Canadá		Italia		México			Suecia		Reino Unido	
	Y	M2	Y	M2	Y	M2	Y	M2	Y	M2	Y	M1	M2	Y	M2	Y	M4
1913	23.19	-8.61	2.90	5.67	12.37	-14.49	9.28	2.41	10.73	9.40				4.25	7.55	3.64	1.66
1914	23.08	-8.72	2.91	5.74	12.24	-14.55	9.20	2.42	10.70	9.47				4.26	7.61	3.65	1.75
1915	23.09	-8.60	2.78	5.78	12.15	-14.47	9.27	2.54	10.77	9.61				4.24	7.72	3.68	1.85
1916	23.06	-8.50	2.89	5.89	12.16	-14.28	9.37	2.66	10.84	9.83				4.29	7.90	3.71	1.96
1917	22.98	-8.35	2.86	5.99	12.20	-14.08	9.41	2.84	10.85	10.13				4.17	8.14	3.71	2.14
1918	23.14	-8.06	2.84	6.05	12.32	-13.84	9.35	2.91	10.80	10.45				4.17	8.46	3.73	2.31
1919	23.18	-7.98	2.86	6.15	12.46	-13.70	9.28	2.99	10.76	10.79				4.22	8.64	3.61	2.47
1920	23.25	-7.87	2.81	6.22	12.53	-13.61	9.28	3.04	10.81	10.99				4.28	8.68	3.50	2.55
1921	23.28	-7.92	2.93	6.22	12.55	-13.43	9.18	2.96	10.78	10.97				4.31	8.68	3.44	2.53
1922	23.35	-7.87	2.99	6.23	12.63	-13.27	9.32	2.92	10.83	10.98				4.36	8.59	3.47	2.50
1923	23.46	-7.84	3.02	6.30	12.78	-13.18	9.38	2.93	10.88	11.11				4.41	8.47	3.51	2.45
1924	23.53	-7.82	3.06	6.29	12.89	-13.07	9.39	2.96	10.88	11.23				4.43	8.40	3.56	2.44
1925	23.53	-7.82	3.12	6.31	12.89	-13.10	9.49	3.01	10.94	11.30				4.52	8.35	3.62	2.43
1926	23.58	-7.79	3.09	6.35	12.92	-13.11	9.55	3.04	10.95	11.40				4.58	8.33	3.59	2.43
1927	23.64	-7.73	3.13	6.37	12.97	-12.94	9.64	3.11	10.94	11.43				4.62	8.33	3.67	2.45
1928	23.70	-7.64	3.12	6.39	13.11	-12.80	9.73	3.14	11.03	11.46				4.63	8.32	3.69	2.47
1929	23.75	-7.65	3.10	6.43	13.07	-12.82	9.73	3.12	11.04	11.48				4.70	8.33	3.72	2.48
1930	23.71	-7.65	3.12	6.38	12.98	-12.85	9.69	3.07	10.97	11.48				4.76	8.37	3.72	2.48
1931	23.64	-7.76	3.02	6.40	12.79	-12.82	9.56	3.02	10.95	11.46				4.68	8.37	3.64	2.47
1932	23.60	-7.77	3.04	6.49	12.79	-12.75	9.45	2.98	10.99	11.43	2.32	-0.53	-1.62	4.66	8.36	3.65	2.49
1933	23.65	-7.78	3.09	6.47	12.86	-12.71	9.38	2.99	11.00	11.46	2.43	-0.24	-1.33	4.68	8.37	3.69	2.55
1934	23.72	-7.78	3.13	6.54	13.05	-12.64	9.49	3.05	10.99	11.45	2.49	-0.02	-1.11	4.74	8.39	3.77	2.55
1935	23.77	-7.78	3.15	6.53	13.17	-12.55	9.57	3.12	11.09	11.45	2.56	-0.02	-1.11	4.80	8.40	3.80	2.58
1936	23.77	-7.69	3.20	6.53	13.25	-12.45	9.61	3.17	11.07	11.54	2.64	0.16	-0.77	4.86	8.45	3.85	2.65
1937	23.84	-7.63	3.23	6.61	13.31	-12.35	9.71	3.21	11.15	11.47	2.67	0.32	-0.64	4.88	8.53	3.87	2.69
1938	23.85	-7.65	3.30	6.64	13.34	-12.23	9.71	3.26	11.14	11.57	2.69	0.32	-0.64	4.91	8.57	3.89	2.69
1939	23.88	-7.62	3.25	6.62	13.32	-12.17	9.79	3.37	11.20	11.70	2.74	0.57	-0.41	4.94	8.66	3.90	2.70
1940	23.90	-7.59	3.31	6.72	13.33	-12.08	9.92	3.40	11.16	11.89	2.76	0.77	-0.23	4.90	8.66	3.88	2.80
1941	23.95	-7.47	3.38	6.77	13.29	-11.87	10.05	3.50	11.12	12.20	2.85	0.94	-0.08	4.90	8.72	3.98	2.94
1942	23.96	-7.34	3.52	6.92	13.30	-11.63	10.22	3.63	11.08	12.49	2.90	1.20	0.23	4.93	8.84	4.02	3.08
1943	23.96	-7.20	3.60	7.13	13.31	-11.29	10.26	3.78	10.97	12.90	2.94	1.67	0.69	4.95	8.95	4.03	3.20
1944	24.06	-7.02	3.59	7.34	13.34	-11.02	10.30	3.95	10.71	13.43	3.02	1.90	0.95	4.98	9.05	4.03	3.32
1945	24.03	-6.86	3.53	7.39	13.43	-10.88	10.28	4.07	10.53	13.76	3.05	1.98	1.09	5.04	9.15	4.04	3.42
1946	24.12	-6.62	3.49	7.46	13.55	-10.80	10.25	4.21	10.94	14.19	3.11	1.95	1.07	5.09	9.20	4.00	3.51
1947	24.22	-6.47	3.46	7.49	13.58	-10.81	10.29	4.25	11.13	14.58	3.15	1.95	1.07	5.13	9.24	4.01	3.60
1948	24.27	-6.22	3.53	7.56	13.67	-10.72	10.32	4.34	11.13	14.91	3.19	2.08	1.22	5.18	9.26	4.03	3.61
1949	24.26	-6.01	3.58	7.66	13.75	-10.55	10.35	4.39	11.20	15.13	3.24	2.22	1.33	5.23	9.32	4.07	3.63
1950	24.27	-5.82	3.66	7.86	13.81	-10.34	10.43	4.44	11.26	15.27	3.34	2.50	1.62	5.28	9.40	4.11	3.64
1951	24.30	-5.66	3.72	8.07	13.86	-10.19	10.48	4.46	11.34	15.43	3.41	2.63	1.80	5.31	9.52	4.13	3.65
1952	24.17	-5.52	3.74	8.02	13.93	-10.07	10.56	4.53	11.38	15.60	3.45	2.69	1.84	5.32	9.59	4.12	3.66
1953	24.30	-5.30	3.74	8.13	13.98	-9.90	10.61	4.53	11.45	15.74	3.45	2.77	2.02	5.36	9.66	4.15	3.69
1954	24.30	-5.15	3.80	8.19	14.05	-9.71	10.60	4.62	11.49	15.83	3.55	2.95	2.11	5.41	9.76	4.20	3.73
1955	24.42	-4.98	3.85	8.20	14.14	-9.56	10.69	4.69	11.55	15.95	3.63	3.07	2.23	5.44	9.78	4.23	3.74

Cuadro A2
Series de Datos Usados en la Estimación
(Todos los Datos en Logaritmos)

Año	Argentina		Australia		Brasil		Canadá		Italia		México			Suecia		Reino Unido		
	Y	M2	Y	M2	Y	M2	Y	M2	Y	M2	Y	M1	M2	Y	M2	Y	M4	
1956	24.42	-4.83	3.90	8.18	14.17	-9.38	10.77	4.72	11.60	16.05	3.69	3.24	2.36	5.48	9.81	4.24	3.73	
1957	24.42	-4.71	3.93	8.24	14.24	-9.12	10.79	4.74	11.65	16.14	3.77	3.31	2.42	5.50	9.87	4.25	3.75	
1958	24.53	-4.37	3.95	8.24	14.34	-8.93	10.82	4.86	11.70	16.27	3.82	3.45	2.53	5.53	9.95	4.25	3.79	
1959	24.42	-4.02	4.03	8.27	14.44	-8.59	10.85	4.85	11.76	16.40	3.85	3.51	2.63	5.58	10.07	4.29	3.83	
1960	24.53	-3.58	4.08	8.34	14.53	-8.28	10.88	4.90	11.87	16.52	3.93	3.56	2.96	5.61	10.13	4.35	3.86	
1961	24.62	-3.59	4.08	8.33	14.61	-7.90	10.91	4.98	11.95	16.67	3.97	3.62	3.08	5.66	10.13	4.37	3.89	
1962	24.62	-3.49	4.14	8.39	14.67	-7.41	10.98	5.02	12.01	16.82	4.02	3.72	3.23	5.70	10.22	4.39	3.91	
1963	24.53	-3.20	4.20	8.44	14.68	-6.92	11.03	5.08	12.06	16.97	4.10	3.85	3.39	5.76	10.33	4.43	3.95	
1964	24.50	-2.86	4.26	8.54	14.71	-6.34	11.09	5.16	12.09	17.05	4.21	4.07	3.61	5.82	10.41	4.48	4.00	
1965	24.61	-2.62	4.32	8.61	14.91	-5.78	11.16	5.27	12.12	17.19	4.27	4.14	3.76	5.86	10.47	4.51	4.06	
1966	24.71	-2.34	4.34	8.65	14.95	-5.59	11.22	5.33	12.18	17.33	4.34	4.23	3.94	5.88	10.54	4.52	4.10	
1967	24.72	-1.91	4.40	8.72	15.00	-5.18	11.26	5.47	12.25	17.45	4.40	4.31	4.12	5.91	10.66	4.53	4.14	
1968	24.75	-1.67	4.47	8.80	15.10	-4.82	11.31	5.61	12.31	17.56	4.48	4.41	4.26	5.95	10.79	4.54	4.21	
1969	24.80	-1.48	4.55	8.89	15.20	-4.54	11.36	5.63	12.37	17.67	4.54	4.50	4.44	6.01	10.85	4.55	4.26	
1970	24.82	-1.29	4.61	8.96	15.22	-4.29	11.39	5.74	12.43	17.80	4.61	4.61	4.61	6.07	10.87	4.57	4.32	
1971	24.86	-1.20	4.65	9.02	15.33	-3.97	11.46	5.84	12.44	17.96	4.64	4.68	4.74	6.08	10.95	4.59	4.43	
1972	24.88	-0.46	4.68	9.12	15.44	-3.74	11.52	5.79	12.47	18.15	4.71	4.88	4.90	6.10	11.07	4.61	4.61	
1973	24.91	0.10	4.74	9.38	15.57	-3.39	11.59	5.96	12.54	18.33	4.79	5.10	5.03	6.14	11.21	4.68	4.80	
1974	24.97	0.53	4.76	9.52	15.65	-3.08	11.62	6.10	12.58	18.47	4.85	5.30	5.20	6.17	11.44	4.66	4.91	
1975	24.96	1.46	4.79	9.67	15.70	-2.73	11.64	6.25	12.54	18.68	4.91	5.48	5.43	6.20	11.63	4.65	5.02	
1976	24.96	2.97	4.82	9.80	15.80	-2.40	11.74	6.29	12.60	18.98	4.95	5.79	5.57	6.21	11.65	4.68	5.12	
1977	25.02	4.16	4.84	9.91	15.85	-2.03	11.80	6.33	12.63	19.30	4.98	6.02	5.79	6.19	11.69	4.70	5.26	
1978	24.99	5.16	4.87	9.97	15.90	-1.65	11.88	6.36	12.66	19.64	5.07	6.30	6.05	6.19	11.76	4.74	5.40	
1979	25.06	6.21	4.92	10.09	15.96	-1.10	11.96	6.40	12.72	19.93	5.16	6.58	6.35	6.22	11.83	4.76	5.54	
1980	25.07	6.87	4.94	10.24	16.05	-0.62	11.98	6.43	12.75	20.12	5.25	6.87	6.72	6.29	11.88	4.74	5.69	
1981	25.01	7.56	4.98	10.38	16.01	0.01	12.04	6.50	12.76	20.28	5.33	7.16	7.14	6.29	11.94	4.73	5.88	
1982	24.98	8.43	4.98	10.51	16.01	0.62	11.98	6.51	12.76	20.54	5.33	7.59	7.68	6.30	11.97	4.75	5.99	
1983	25.02	10.04	4.98	10.59	15.98	1.47	12.04	6.52	12.77	20.75	5.29	7.94	8.16	6.32	12	4.78	6.12	
1984	25.04	12.07	5.04	10.37	16.05	2.78	12.14	6.54	12.79	20.92	5.32	8.42	8.69	6.35	12.05	4.81	6.24	
1985	24.97	13.73	5.09	10.46	16.12	4.22	12.24	6.55	12.82	21.08	5.35	8.85	9.07	6.37	12.06	4.84	6.37	
1986	25.04	14.49	5.11	10.52	16.19	5.58	12.29	6.57	12.84	21.22	5.31	9.40	9.74	6.39	12.13	4.89	6.50	
1987	25.06	15.45	5.16	10.64	16.22	6.73	12.37	6.59	12.87	21.33	5.33	10.23	10.61	6.42	12.15	4.93	6.67	
1988	25.04	17.15	5.23	10.82	16.22	9.51	12.46	6.62	12.91	21.42	5.34	10.69	10.97	6.44	12.24	4.98	6.83	
1989	24.97	20.30	5.27	10.96	16.26	12.25	12.51	6.65	12.93	21.55	5.38	11.03	11.32			5.00	7.01	
1990	24.96	22.79	5.29	10.95	16.21	14.89	12.51	6.67	12.95	21.66	5.43	11.51	11.70			5.01	7.12	
1991	25.06	23.67	5.29	10.94	16.26	16.88	12.47	6.68	12.96	21.76	5.47	12.30	12.09			4.99	7.17	
1992	25.15	24.16	5.31	11.07	16.25	19.72	12.49	6.70	12.97	21.77	5.51	12.46	12.28			5.00	7.20	
1993	25.21	24.54	5.34	11.25	16.29	23.13	12.54	6.70	12.96	21.82	5.53	12.58	12.40			5.02	7.25	
1994	25.30	24.70	5.39	11.38	16.35	25.65	12.62	6.71	12.98	21.83	5.57	12.62	12.59			5.07	7.29	
1995	25.25	24.67	5.42	11.39	16.39	25.98	12.68	6.72	13.01	21.81	5.51	12.69	12.92			5.10	7.39	
1996	25.29	24.85	5.47	11.50		26.05	12.70	6.73	13.02	21.86	5.56	13.03	13.18			5.12	7.48	
1997			5.50	11.62			12.79	6.74	13.03	21.98	5.62	13.28	13.36			5.16	7.53	
1998							12.85	6.75			5.67	13.45	13.55			5.18	7.61	
1999							12.93	6.76			5.71	13.70	13.71			5.21	7.65	
2000							13.02	6.78			5.78	13.82	13.68			5.23	7.73	
2001							13.06	6.98										