



Munich Personal RePEc Archive

## **Long Run Money Neutrality in Guatemala**

Wallace, Fred and Cabrera-Castellanos, Luis F.

Universidad de Quintana Roo

2006

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/4025/>

MPRA Paper No. 4025, posted 14 Jul 2007 UTC

# La Neutralidad Monetaria a Largo Plazo en Guatemala

**Frederick H. Wallace**  
**Departamento de Ciencias Económico-Administrativas**  
**Universidad de Quintana Roo**  
**Chetumal, Quintana Roo**  
**México**  
[fwalla@uqroo.mx](mailto:fwalla@uqroo.mx)

**Luis Fernando Cabrera Castellanos**  
**Departamento de Ciencias Económico-Administrativas**  
**Universidad de Quintana Roo**  
**Chetumal, Quintana Roo**  
**México**  
[luicabre@uqroo.mx](mailto:luicabre@uqroo.mx)

## Resumen

Se emplea la metodología de Fisher y Seater (1993) para probar la neutralidad de dinero a largo plazo en Guatemala durante 1950-2002. Se encuentra que el PIB real, tres componentes de PIB (consumo, inversión y gasto público), así como las medidas de dinero, M1 y M2, son integradas en orden uno  $I(1)$ . Dados estos órdenes, se puede aplicar la prueba de neutralidad de Fisher y Seater. La evidencia sugiere que M1 es neutral con respecto al PIB real, a los gastos reales gubernamentales, y al consumo real. M2 es neutral con respecto al PIB real y el consumo real, pero no con respecto los otros componentes de PIB.

Clasificación JEL: E31, E52

Palabras claves: Neutralidad monetaria, Guatemala

Ponencia preparada para el XIII Coloquio Mexicano de Economía Matemática y Econometría, Universidad Autónoma de San Luis Potosí del 20 al 24 de Octubre de 2003.

## 1. Introducción

Muchos economistas están de acuerdo con la existencia de la neutralidad monetaria a largo plazo. Es decir, que un cambio permanente e inesperado de la cantidad de dinero no tiene ningún efecto real a largo plazo. Fisher y Seater (1993) han desarrollado una prueba empírica y sencilla de la propuesta de neutralidad monetaria a largo plazo (NMLP). La prueba depende de los órdenes de integración de las variables y el supuesto de que el dinero sea exógeno.

Ambos, dinero y la variable real, deben estar integrados de orden uno, al mínimo, para usar la prueba de Fisher y Seater.<sup>1</sup> Considérense tres casos. Primero, si el dinero fuera integrado de orden cero,  $I(0)$ , significaría que existieron solamente cambios temporales de dinero. Así, no tendría sentido probar la neutralidad ante la falta de cambios sostenidos de esta variable. Segundo, si la variable real fuera  $I(0)$  y el dinero fuera integrado de orden uno,  $I(1)$ , no se podría rechazar la NMLP porque no hubieran existido cambios permanentes de la variable real. Tercero, si la variable real y el dinero fueran  $I(1)$ , se tendrían cambios permanentes de ambas variables, pudiéndose así probar la NMLP.

En este estudio se aplica la prueba de la neutralidad monetaria a largo plazo de Fisher y Seater al Producto Interno Bruto y a tres componentes del PIB de Guatemala durante 1950-2002. Si bien el comportamiento macroeconómico de Guatemala no era excelente durante este periodo, si era mejor que la mayoría de los países de América Latina. Aunque la economía no sufría los problemas típicos de sus vecinos, como hiperinflación y las crisis de tipo de cambio, el país no era estable políticamente. Una guerra civil de larga duración y golpes de estado habían ocurrido durante los últimos cuarenta y tres años.

---

<sup>1</sup> También se puede aplicar otra versión de la prueba de Fisher-Seater para probar la superneutralidad monetaria. En este caso, el requisito de los órdenes de integración sería diferente. Mire Wallace, Shelley, y Cabrera (2003) para ver una descripción de la prueba de superneutralidad y una aplicación de la prueba a los datos de Nicaragua

Dado el atractivo teórico que presenta la propuesta de neutralidad a largo plazo, es sorprendente que los resultados de los estudios que usaron la prueba de Fisher y Seater resulten ambiguos. Fisher y Seater (de ahora en adelante FS) utilizan su prueba con datos anuales de dinero e ingreso real en los Estados Unidos durante 1869-1975 y encuentran que el dinero no es neutral con respecto al ingreso real en este caso. Boschen y Otrok (1994) muestran que el uso de los datos de la Gran Depresión, 1930-1939, en la muestra de FS llevan el rechazo de neutralidad pero descubren que no se puede rechazar la NMLP para los periodos 1869-1929 y 1940-1992. Esto es, cuando se remueven los datos de la Gran Depresión de la muestra, hay apoyo para la propuesta. También, cuando Boschen y Otrok incluyen una variable dummy en la prueba de FS para el periodo 1930-1939, no se rechaza la NMLP. Asimismo, Haug y Lucas (1997) concluyen que el dinero no es neutral a largo plazo en Canadá durante 1914-1994, sin embargo no se puede rechazar la NMLP cuando se incluye una variable dummy para 1930-1939, el periodo de la Gran Depresión, en la prueba de FS.

Hay evidencia mixta de la NMLP en el estudio de Olekalns (1996). El descubre que una medida estrecha de dinero es neutral a largo plazo en Australia, pero se rechaza la propuesta para una medida más amplia de dinero. Asimismo, la evidencia sobre la NMLP varía en el estudio de Coe y Nason (2002). Usando una muestra más larga que la utilizada por Haug y Lucas, se puede rechazar la NMLP en Canadá. Pero para los Estados Unidos y Australia, Coe y Nason descubren que no se puede rechazar la NMLP con una medida estrecha de dinero pero se puede rechazar cuando emplean una medida más amplia. Finalmente, sus resultados apoyan la NMLP en el Reino Unido para cualquier medida de dinero.

Pocos investigadores han aplicado la metodología de FS a los datos de los países subdesarrollados. Wallace (1999) descubre que el Producto Interno Bruto real y dos medidas de

dinero son  $I(1)$  en México. Por lo tanto, aplica la prueba de neutralidad monetaria de FS y encuentra que no se puede rechazar la hipótesis de neutralidad de cualquiera de las dos medidas de dinero en el caso de México, 1932-1991. A diferencia de los resultados de Wallace, Noriega (2004) concluye que el M1 no es neutral en México durante 1932-2000. Shelley y Wallace (2003) obtienen la misma conclusión por el periodo 1932-2001 y descubren que la falta de NMLP en México ocurre como resultado de la inclusión del periodo de alta inflación y crecimiento rápido de dinero, 1982-1987, en los datos. No se puede rechazar la NMLP para 1932-1981.

En algunos de los estudios que rechazan la NMLP, los datos suelen incluir uno o más periodos de comportamiento económico anómalo (tasas altas de inflación o recesiones fuertes). Parece que estos periodos anómalos puedan causar el rechazo de la propuesta. Los resultados de Boschen y Otrok para los Estados Unidos, los de Haug y Lucas para Canadá, y los de Shelley y Wallace para México, son casos de este fenómeno.

Como se mencionó antes, durante el periodo de estudio Guatemala tenía una economía estable, especialmente en comparación con otros países de Latinoamérica, pero tenía grandes problemas políticos. ¿Es posible que la inestabilidad política, sin problemas severos macroeconómicos, también podrían llevar al rechazo de la propuesta de neutralidad monetaria a largo plazo respecto a la producción agregada? En el caso de Guatemala, la respuesta es no.

Dado la ambigüedad de la evidencia en la literatura, también se prueban la neutralidad de dinero con respecto a tres componentes de PIB: Consumo, inversión, y gastos de gobierno. Hay tres razones para aplicar la prueba de neutralidad para estas variables. En primer lugar, la evidencia adicional a este nivel puede ayudar a resolver los resultados ambiguos de otros

estudios. Más evidencia es necesaria dada la potencia baja de la prueba de FS, algo fundamental subrayado de Coe y Nason.

Segundo, sería posible rechazar la propuesta NMLP al nivel desagregado pero no al nivel agregado. Tal resultado sugeriría que las pruebas con agregados no capturan las redistribuciones a largo plazo que se causan con la política monetaria. Garrett (2003) muestra como los coeficientes y la inferencia pueden variar a través niveles diferentes de la agregación de los datos. Su modelo y sus resultados aplican directamente la metodología de Fisher y Seater. Carlino y DeFina (1998, 1999) obtienen evidencia empírica de que los resultados con datos desagregados pueden ser diferentes de los que emplean datos agregados.

Finalmente, si se rechazara la neutralidad a largo plazo, el efecto de un cambio de dinero en las variables desagregadas podría proveer información sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria. Aún faltan las explicaciones adecuadas para rechazar la NMLP cuando se usa la prueba de FS. Boshen y Otrok han sugerido que las quiebras de muchos bancos en los Estados Unidos durante la Gran Depresión causan el rechazado de NMLP. Pero Haug y Lucas no aceptan esta explicación porque no se puede aceptar la propuesta de neutralidad para Canadá cuando se incluyen los datos de la Gran Depresión, aunque en este caso no había ninguna quiebra bancaria en el país durante este periodo. Coe y Nason y Olekalns descubren que los resultados son sensibles a la medida específica de dinero que se usa en la prueba pero no ofrecen ninguna explicación para este resultado.

## **2. La Metodología de Fisher y Seater**

Para desarrollar su prueba, FS parten del modelo ARIMA log-lineal de dos variables,  $m_t$  e  $y_t$ , dado en las ecuaciones (1) y (2). El modelo es estacionario e invertible. Aunque se podría aplicar la prueba de FS a muchas situaciones, en este artículo  $m_t$  es el logaritmo de dinero e  $y_t$  es

el logaritmo de la producción real. Los términos de error  $u_t$  y  $w_t$  están distribuidos independientemente e idénticamente.

$$a(L)\Delta^{\langle m \rangle}m_t = b(L)\Delta^{\langle y \rangle}y_t + u_t \quad (1)$$

$$d(L)\Delta^{\langle y \rangle}y_t = c(L)\Delta^{\langle m \rangle}m_t + w_t \quad (2)$$

El orden de integración de cualquier variable  $q$  es dado por  $\langle q \rangle$  en la notación de FS.<sup>2</sup>  $L$  es el operador de rezagos,  $\Delta=1-L$ , y  $a_0 = d_0 = 1$ . Se define la derivada a largo plazo ( $LRD_{y,m}$ ) de la producción real respecto de un cambio permanente de la variable monetaria,  $m_t$ , como indica la ecuación (3)

$$LRD_{y,m} = \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial y_{t+k} / \partial u_t}{\partial m_{t+k} / \partial u_t} \quad (3)$$

con tal que  $\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial m_{t+k}}{\partial u_t} \neq 0$ . En este caso no habría cambios permanentes de la variable

monetaria cuando el límite del denominador es cero y no se podría probar la NMLP. Se puede aplicar la prueba de FS a situaciones de órdenes de integración diferentes. Pero en el caso de Guatemala se considera solamente  $\langle m \rangle = \langle y \rangle = 1$  ya que las pruebas de raíces unitarias (reportadas más adelante) indican que el dinero y la producción agregada son  $I(1)$  en el país.

Cuando  $\langle m \rangle \geq 1$ , FS muestran que se puede escribir ecuación (3) como

$$LRD_{y,m} = \frac{(1-L)^{\langle m \rangle - \langle y \rangle} \gamma(L)|_{L=1}}{\alpha(L)} \quad (3')$$

Los términos  $\alpha(L)$  y  $\gamma(L)$  son funciones de los coeficientes de las ecuaciones (1) y (2).<sup>3</sup> Nótese que el valor de  $LRD_{y,m}$  depende de  $\langle m \rangle - \langle y \rangle$ , la diferencia de los órdenes de integración del dinero y la producción agregada real. Cuando  $\langle m \rangle = \langle y \rangle = 1$ , como es el caso de los datos de

<sup>2</sup> Se sustituyen  $m$  e  $y$  en lugar de su notación. Por lo demás, se usa su notación para la discusión.

<sup>3</sup>  $\alpha(L)=d(L)/[a(L)c(L)-b(L)c(L)]$  y  $\gamma(L)=c(L)/[a(L)c(L)-b(L)c(L)]$ .

Guatemala,  $LRD_{y,m}$  es la elasticidad a largo plazo del PIB real con respecto al dinero. Por lo tanto ecuación (3') se convierte en la ecuación (4)

$$LRD_{y,m} = \frac{c(1)}{d(1)} \quad (4)$$

Dado el supuesto de que el dinero es exógeno, FS muestran que  $b_k$ , el coeficiente de la diferencia de  $m_t$  y  $m_{t-k-1}$  en la ecuación (5), es un estimador consistente de  $c(1)/d(1)$ .

$$y_t - y_{t-k-1} = a_k + b_k (m_t - m_{t-k-1}) + e_{kt} \quad (5)$$

La ecuación (5) es básica, ya que los investigadores la usan para probar la existencia de neutralidad a largo plazo.

### 3. Los Datos

Los datos del PIB de 1980-2002 y los datos de M1 y M2 de 1950-2002 son los disponibles del Banco de Guatemala, el banco central del país. También el banco proporciona las tasas de crecimiento real del PIB durante 1950-2002 y se usaron estas tasas para estimar el PIB real del periodo 1950-1979. Se agregan los datos estimados de PIB real con los datos de 1980-2002 que están disponibles del banco. Se obtuvieron los datos de consumo real, inversión real, y consumo del gobierno del periodo 1950-2000 de las Tablas Mundiales de Penn [Heston, Summers, y Bettina (2002)].

Durante 1950-2002, la tasa de crecimiento económico (PIB real) alcanzó un promedio de casi 4% anualmente, mientras la tasa de inflación alcanzó un promedio de poco más que 7.5% cada año. Aun en el peor de los casos (60.6% en 1990) la tasa de inflación nunca fue el problema grande que era en otros países de Latinoamérica. La tasa de inflación excedió 20% anualmente en solamente dos otros años de la muestra. Pero Guatemala sufría problemas políticos, los golpes del estado y la guerra civil. Por consiguiente, su crecimiento era muy variable. La Figura 1 muestra las tasas de crecimiento del PIB real y M1 durante el periodo de

Figura 1

Las Tasas de Crecimiento del PIB Real y M1, 1951-2002  
Porcentajes Anuales

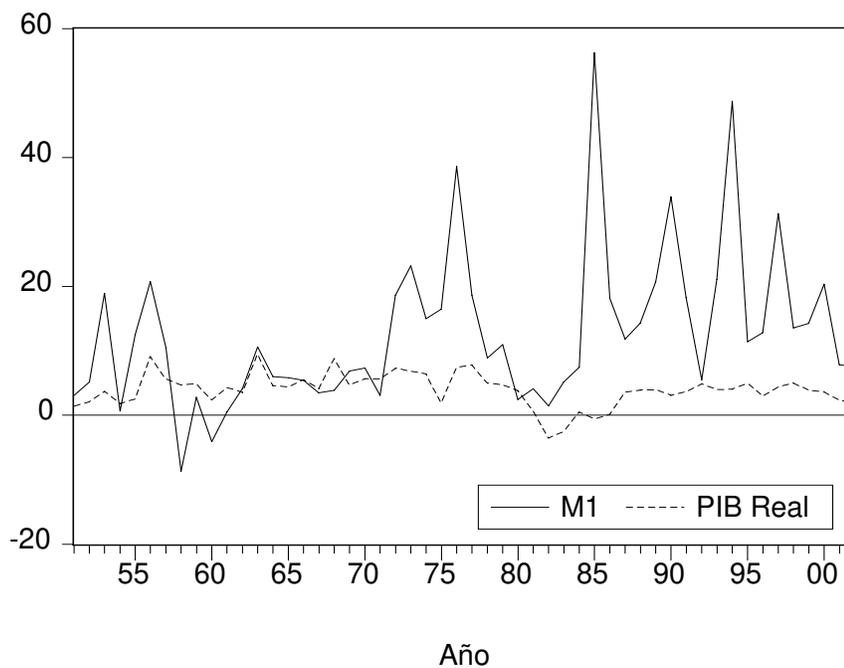


Tabla 1  
Las Tasas de Crecimiento de las Variables  
Los Cambios Porcentajes Anuales

Variable	1951-1980	1981-1986	1987-2002 <sup>a</sup>
<b>PIB Real</b>	5.00	-0.90	3.75
<b>Consumo Real</b>	4.62	-0.24	3.93
<b>Inversión Real</b>	7.07	-5.61	8.40
<b>Consumo Real del Gobierno</b>	5.56	1.50	4.65
<b>M1</b>	9.04	15.42	18.32
<b>M2</b>	12.04	14.79	17.56
<b>Nivel de los Precios</b>	3.80	12.90	12.83

<sup>a</sup> Los datos de los componentes del PIB son del periodo 1987-2000.

estudio y, en la Tabla 1, se presentan estas tasas y las de dinero, así como los componentes de PIB, el nivel de los precios, y el PIB per cápita real, para tres periodos diferentes.

Como se puede ver en la figura y la tabla, las tasas de crecimiento real disminuyeron drásticamente durante 1981-1986, cuando el PIB real decrecía a una tasa poco menos que 1% anualmente. El comportamiento del consumo tiene una forma similar a la del PIB durante 1951-2000. Como es típico, la trayectoria del crecimiento de la inversión es más volátil que la del PIB. La correlación es pequeña entre las tasas de crecimiento de consumo de gobierno y del PIB.

El crecimiento de M1 fue un promedio de 9% anualmente en 1951-1980. Dada la tasa de crecimiento promedio de 5% del PIB real y la tasa de crecimiento promedio de casi 4% del nivel de los precios, la tasa de 9% de M1 sugiere que la demanda de M1 fue estable (la velocidad de M1 era aproximadamente constante) durante el periodo. La cantidad de dinero, la medida de M2, crecía a una tasa promedio mucho más rápido (12% anualmente) que el nivel de los precios durante este periodo. Nótese que la tasa promedio del crecimiento del nivel de los precios fue menor a la tasa promedio del crecimiento monetario en cada uno de los tres periodos. Por consiguiente, parece que la demanda de dinero fue estable o ligeramente creciente durante el periodo de 1951-2002. Los datos sugieren que Guatemala no experimentó la depreciación de la moneda nacional, el quetzal, que se observó en otros países de América Latina durante la segunda parte del siglo veinte.

Como se mencionó antes, los órdenes de integración de las variables determinan si se puede probar la NMLP y la forma correcta de la prueba. Así, se utilizan la prueba aumentada de Dickey y Fuller (ADF) y la prueba de Phillips y Perron (PP) para determinar estos órdenes. Se emplearon los logaritmos de todas las variables. Para determinar si se debe incluir una tendencia en las pruebas de raíces unitarias, inicialmente se estima una regresión con intercepto y tendencia

por cada variable.<sup>4</sup> Se incluye la tendencia en la pruebas si la tendencia de la regresión inicial es significativa al nivel marginal de 10%. Asimismo, la prueba de raíz unitaria de la primera diferencia de la variable contiene una tendencia si ésta es significativa en la regresión de la primera diferencia de la variable con intercepto y tendencia.

Empezando con cero rezagos de la variable dependiente, se añaden los rezagos a la ecuación de ADF hasta que la prueba del multiplicador de Lagrange muestra que se elimina la autocorrelación. Las pruebas de ADF y PP indican que ninguna de las variables es estacionaria en su nivel pero se puede rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria en la primera diferencia de cada variable. Entonces, los resultados muestran que las medidas de dinero, la producción agregada, y la producción de cada sector son I(1). Pero, se descubren que ambas medidas de dinero contienen las tendencias significativas en sus primeras diferencias. Por esta razón se incluye una tendencia en la prueba de FS.<sup>5</sup>

Para desarrollar su prueba, FS suponen que el dinero es exógeno a largo plazo. Se aplica una prueba de causalidad de Granger a las primeras diferencias del dinero y la producción real para probar el supuesto. Los resultados indican que la primera diferencia de ninguna medida de la producción real (PIB o los componentes del PIB) causan la primera diferencia de dinero (M1 o M2) en el sentido de Granger. Así, los resultados sugieren que el dinero es exógeno probablemente. Aunque la ausencia de la causalidad en el sentido de Granger no es una condición suficiente de exogeneidad, una conclusión de que la producción real causa el dinero en el sentido de Granger, sería evidencia fuerte en contra el supuesto.

---

<sup>4</sup> Se aplica la corrección de Newey-West en estas regresiones.

<sup>5</sup>Mira Wallace (2003) para ver el procedimiento y la justificación de la inclusión de la tendencia.

#### 4. La Prueba de Fisher-Seater y los Resultados Empíricos

Fisher y Seater muestran que se puede utilizar la ecuación (5) para probar la NMLP si los logaritmos de dinero y la variable real son  $I(1)$  y el dinero es exógeno. En este caso el estimador (de Bartlett) de la derivada a largo plazo de la producción real con respecto a un cambio permanente de dinero es el límite del coeficiente,  $b_k$ , cuando  $k \rightarrow \infty$ . Normalmente, se escoge un máximo de veinte a treinta periodos para  $k$ ; se usa  $k = 24$  y  $27$  en este estudio. Dados los resultados de las pruebas de raíces unitarias, se incluye una tendencia para remover el efecto de la tendencia en la primera diferencia de dinero. Entonces, se usa la modificación de la prueba de FS dado por ecuación (5'). Se estima la ecuación con el procedimiento de Newey-West (1994) para corregir los errores estándar. En la prueba de FS los grados de libertad son  $T/k$  donde  $T$  es el número de observaciones.

$$y_t - y_{t-k-1} = a_k + b_k(m_t - m_{t-k-1}) + d_k t + e_{kt} \quad (5')$$

Las figuras 2a, 2b, 2c y 2d, muestran las gráficas de los  $b_k$  de la estimación de la ecuación (5') con las diferencias de PIB real, el consumo, la inversión, y el gasto de gobierno respectivamente, como las variables dependientes, y las diferencias de M1 como las variables explicativas. También las gráficas muestran los intervalos de confianza al 95%. En la gráfica del PIB, los intervalos de confianza contienen en cero a todos los valores de  $k$ , por consiguiente, no se puede rechazar la hipótesis nula de la neutralidad monetaria a largo plazo con respecto a esta medida de la producción agregada.<sup>6</sup> Se obtienen las mismas conclusiones cuando se estima ecuación 5' con la  $k$ -diferencia de consumo o gasto de gobierno como la variable dependiente y la  $k$ -diferencia de M1 como la variable explicativa (Figuras 2b y 2c respectivamente). A diferencia de los otros resultados, parece que M1 no es neutral con respecto a la inversión. Los

<sup>6</sup> Wallace aplica la prueba de FS a PIB real y PIB real per cápita en Guatemala. El descubre que M1, pero no M2, es neutral a largo plazo con respecto al PIB real per cápita.

Figura 2a

PIB Real y M1, 1950-2002

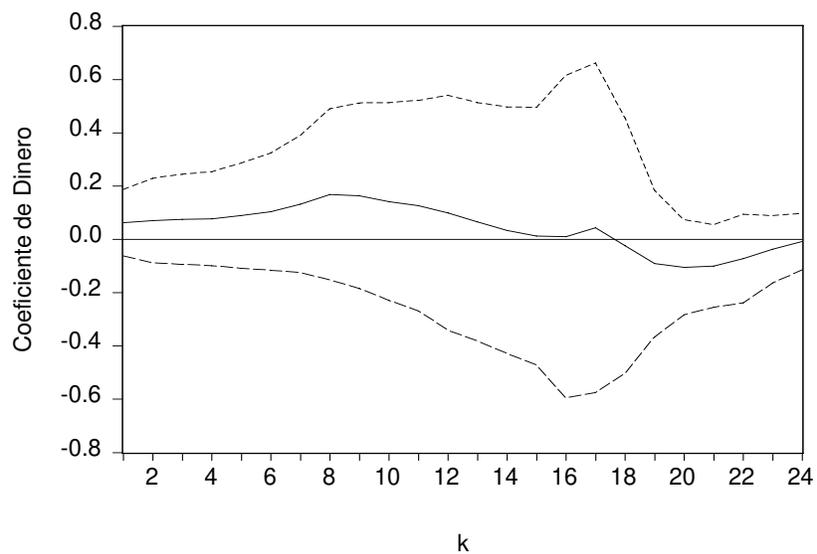


Figure 2b

Consumo y M1, 1950-2000

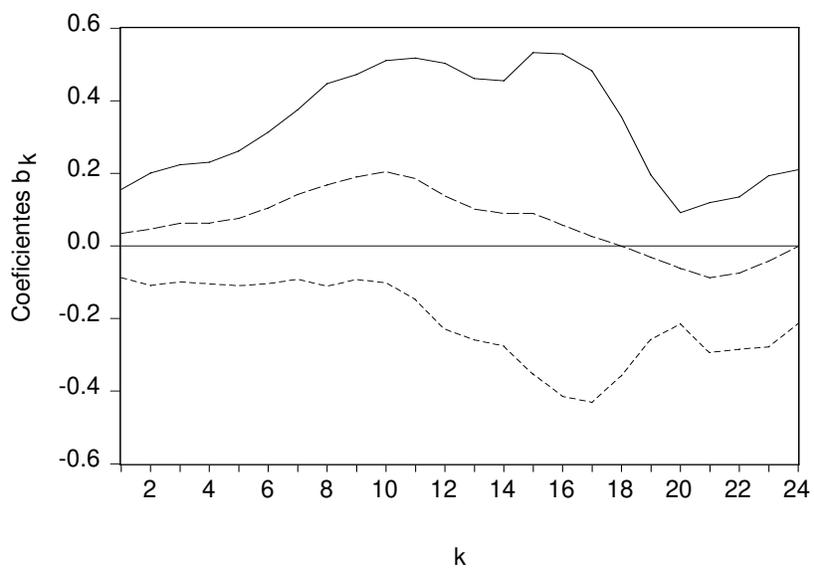


Figura 2c

Consumo de Gobierno y M1, 1950-2000

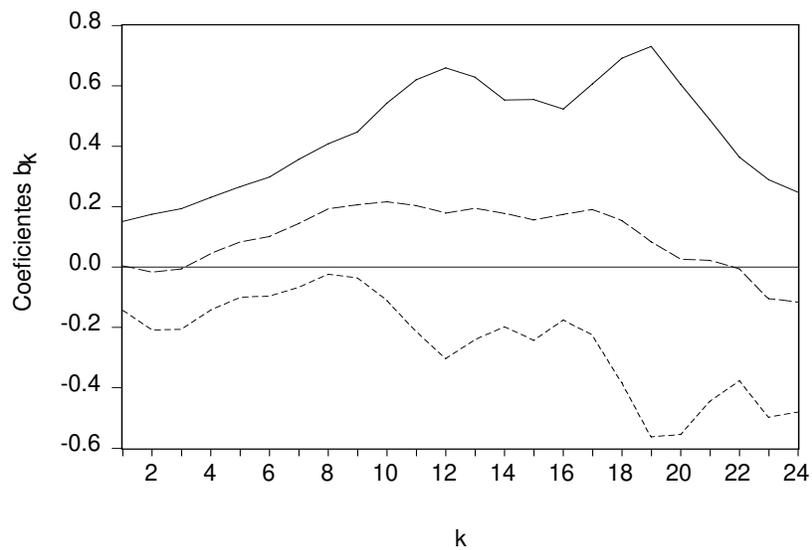
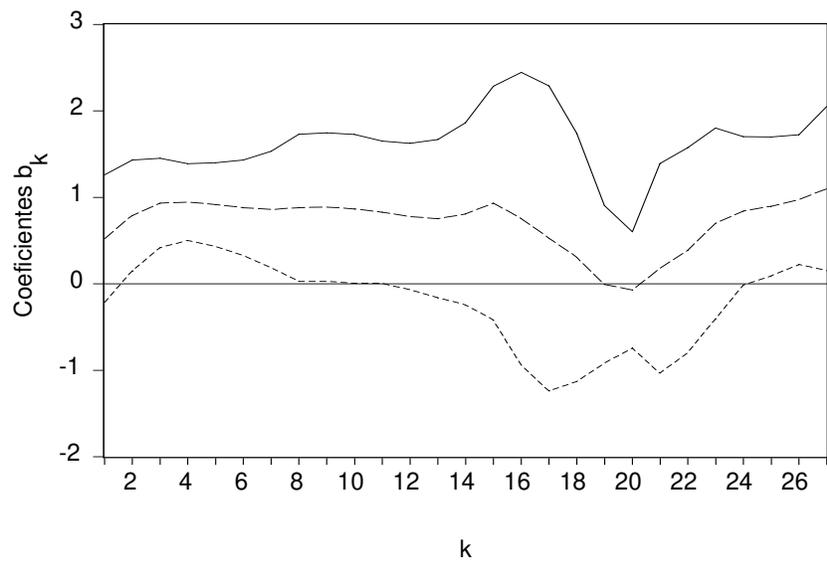


Figura 2d

Inversión y M1, 1950-2000



coeficientes  $b_k$  son significativos por valores de  $k = 2-11$  y  $k = 25-27$  (Figura 2d).<sup>7</sup> Estos resultados muestran la situación descrita en Garrett donde las conclusiones de regresiones pueden depender del nivel de agregación de los datos.

Cuando se sustituye M2 en lugar de M1 en la prueba con la diferencia de PIB real como la variable dependiente, los resultados son básicamente los mismos, no se puede rechazar la NMLP (Figura 3a). Los resultados de la estimación de ecuación 5' con la  $k$ -diferencia de M2 como la variable monetaria son diferentes de aquellos con M1 para el gasto del gobierno. En el caso del gasto de gobierno, diez de los coeficientes son significativos y positivos (Figura 3b). Estos resultados indican que los cambios permanentes de M2 tienen efectos permanentes para el consumo del gobierno.<sup>8</sup> Es decir, M2 no es neutral a largo plazo respecto a este componente del Producto Interno Bruto.

En el caso de consumo y M2, solamente dos de los coeficientes de la variable monetaria son significativos. Estos dos coeficientes aparecen en  $k = 9, 10$ . La ausencia de otros coeficientes significativos sugiere que podría ser espuria la relación entre consumo y dinero a los valores de 9 y 10 de  $k$ . Ciertamente, dado que se estiman 24 coeficientes, se espera un error tipo I. Sin más evidencia y dada la probabilidad de error tipo I, no se puede rechazar la NMLP en el caso de consumo y M2.

Para la inversión y M2 (Figura 3d), obtenemos la misma conclusión anterior que con M1, se puede rechazar la propuesta de NMLP. Con M2, las coeficientes  $b_k$ ,  $k = 1...11$ , son positivos y significativos. La evidencia sugiere que los cambios permanentes de M2 tienen efectos reales en el sector de inversión en Guatemala.

---

<sup>7</sup> Se estima la prueba de FS por la inversión con más valores de  $k$  que los otros componentes cuando se observó que el límite inferior del intervalo de confianza fue muy cerca de cero por  $k = 24$ .

<sup>8</sup> Recuérdense que la prueba de causalidad de Granger indica que el consumo de gobierno no causa M2 en el sentido de Granger. Entonces, no parece que esta relación ocurre porque el gobierno aumenta su consumo, entonces emite dinero (M2) para pagar por los gastos. Si fuera el caso, M2 sería endógena.

Figura 3a

PIB Real y M2, 1950-2002

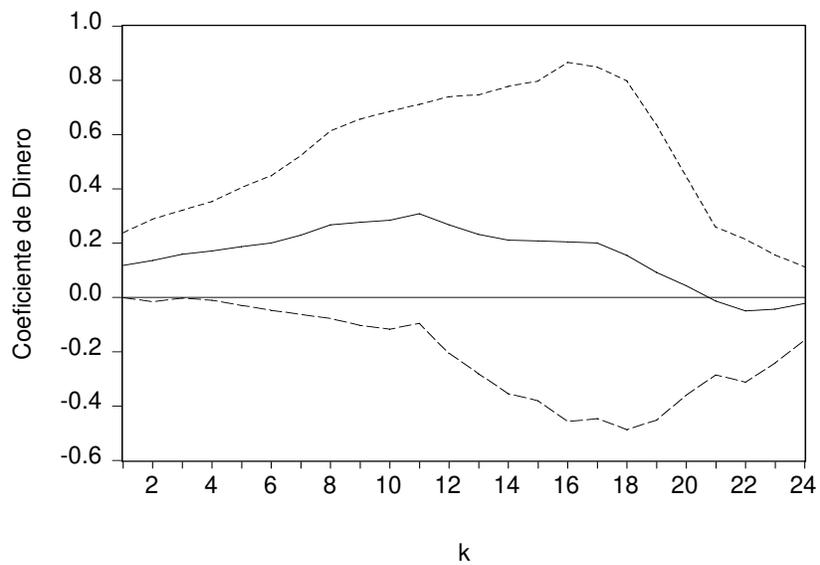


Figura 3b

Consumo de Gobierno y M2, 1950-2000

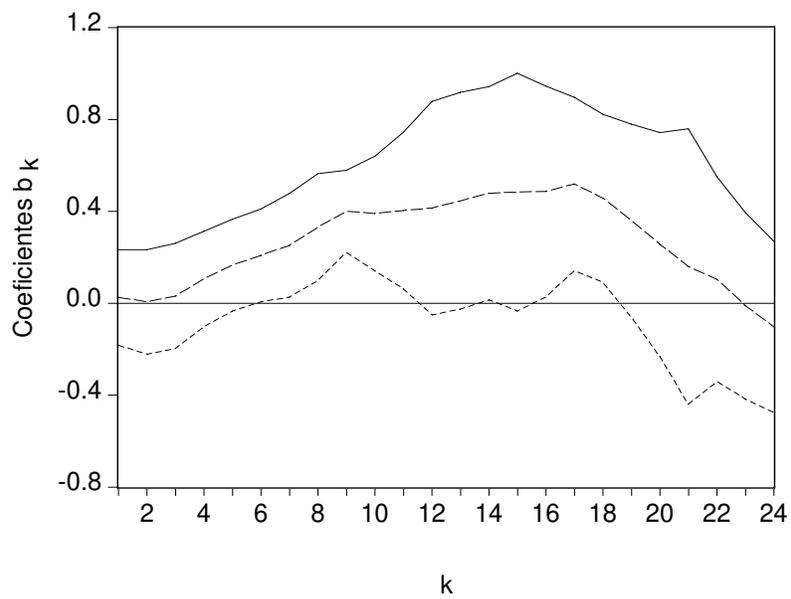


Figura 3c  
Consumo y M2, 1950-2000

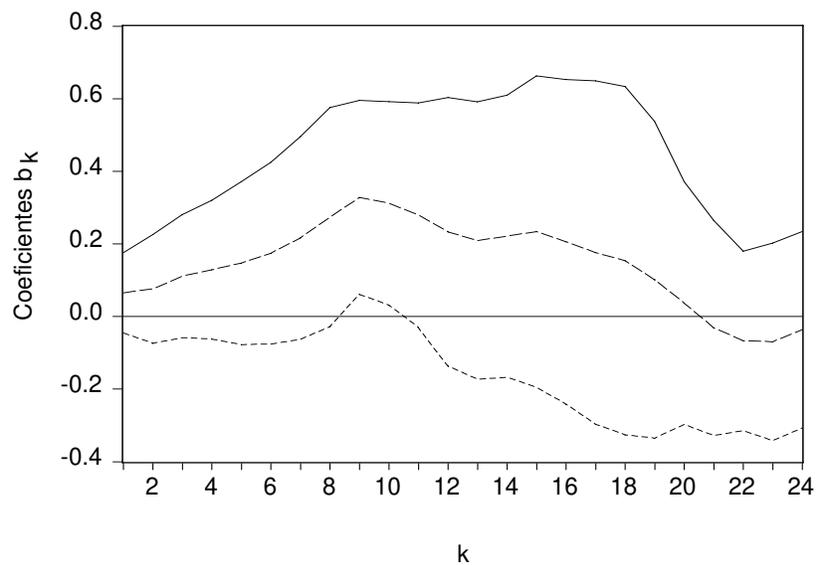
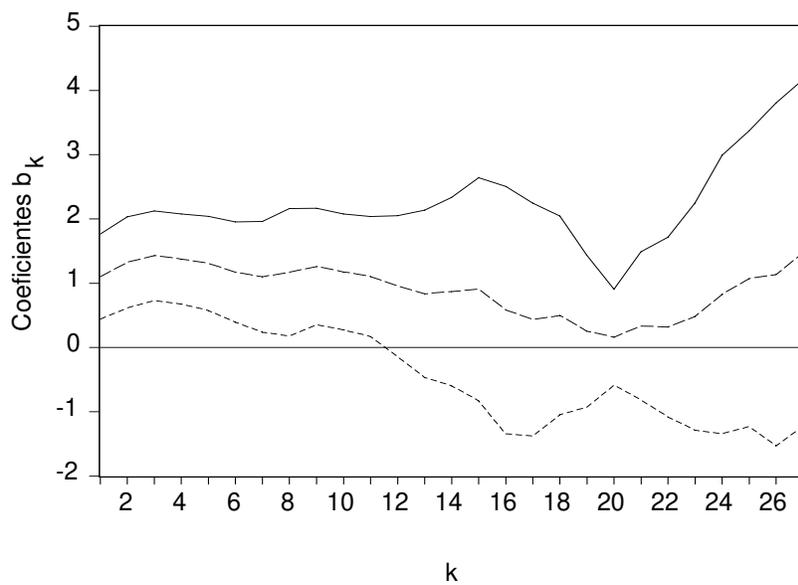


Figura 3d  
Inversión y M2, 1950-2000



## 5. Las Conclusiones

Se aplica una forma modificada de la prueba de la neutralidad monetaria a largo plazo de Fisher y Seater a los datos de Guatemala. Los resultados indican que no se puede rechazar la hipótesis de neutralidad de M1 ni M2 con respecto al PIB real. La falta de rechazo a esta propuesta de la NMLP es interesante en el caso de Guatemala porque el país sufría graves problemas políticos durante el periodo de estudio. Los trabajos de Boschen y Otkok, Haug y Lucas, y Shelley y Wallace implican que los periodos de comportamiento anómalo de la economía podrían causar el rechazo de la NMLP. Sin embargo, en el caso de Guatemala parece que la inestabilidad política no afecta la NMLP, ya que ni la guerra civil ni los golpes de estado fueron suficientes para causar la falta de NMLP.

Pero los resultados no son consistentes cuando usamos los datos desagregados. La aplicación de la prueba a los componentes del PIB produce resultados diferentes. La evidencia indica que ambas medidas de dinero son neutrales cuando las diferencias del logaritmo de consumo real son las variables dependientes pero obtenemos la conclusión opuesta cuando aplicamos la prueba a la inversión. En el caso del gasto de gobierno, parece que M1 es neutral pero M2 no es neutral, un resultado inexplicable pero consistente con otros estudios.

La indicación de neutralidad al nivel agregado (PIB) y la evidencia mixta cuando se trabaja al nivel desagregado, pueden insinuar que los cambios permanentes de dinero tienen efectos reales diferentes a través las variables desagregadas. El apoyo a la propuesta de neutralidad al nivel agregado puede significar que la prueba de FS no tiene suficiente potencia para detectar la redistribución sobre los sectores que ocurre con los cambios permanentes de la cantidad de dinero.

### Bibliografía

- Ball, L. and D. Romer (2003) "Inflation and the informativeness of prices" *Journal of Money, Credit, and Banking* 35, 177-196.
- Boschen, J.F. and C.M. Otrok, (1994) "Long-run neutrality and superneutrality in an ARIMA framework: Comment" *American Economic Review* 84, 1470-1473.
- Bruno, M. and W.Easterly (1998) "Inflation crises and long run growth" *Journal of Monetary Economics* 41, 3-26.
- Banco de Guatemala (2003) "Información económica" <http://www.banguat.gob.gt/>.
- Coe, P. J. and J.M. Nason (2002) "The long-horizon regression approach to monetary neutrality: How should the evidence be interpreted?" *Economics Letters* 78, 351-356.
- Fisher, M.E. and J.J. Seater (1993) "Long run neutrality and superneutrality in an ARIMA framework" *American Economic Review* 83, 402-415.
- Garrett, T.A. (2003) "Aggregated versus disaggregated data in regression analysis: Implications for inference" *Economics Letters* 81, 61-65.
- Haug, A.A. and R.F. Lucas (1997) "Long run neutrality and superneutrality in an ARIMA framework: Comment" *American Economic Review* 87, 756-759.
- Heston, A., R. Summers, and A. Bettina, (2002) "Penn World Table Version 6.1" Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).
- King, R.G. and M.W. Watson (1997) "Testing long-run neutrality" Federal Reserve Bank of Richmond *Economic Quarterly* 83, 69-100.
- Newey, W.K. and K.D West (1994) "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix" *Econometrica* 55, 703-708.
- Noriega, A.E. (2004). "Long-run monetary neutrality and the unit root hypothesis: Further international evidence." Por aparecer en el *North American Journal of Economics and Finance*.
- Olekalns, N. (1996) "Some further evidence on the long run neutrality of money" *Economics Letters* 50, 393-398.
- Shelley, G.L. and Wallace, F.H (2003) "Testing for long run neutrality of money in Mexico" artículo de trabajo, no publicado.
- Wallace, F.H. (1999) "Long run neutrality of money in the Mexican economy" *Applied Economics Letters* 6, 637--40.

- Wallace, F.H. (2005). "Long-run Money Neutrality: The Case of Guatemala." *Latin American Journal of Economic Development*, 5, 127-138.
- Wallace, F.H.; Shelley, G.L.; y Cabrera Castellanos, L.F. (2004) "Pruebas de la Neutralidad Monetaria a Largo Plazo: El Caso de Nicaragua," *El Trimestre Económico*, 71, 613-624. Reimpreso en *Monetaria*, XXVII (Octubre-Diciembre de 2004)..
- Wu, Y. and J. Zhang (1998) "Endogenous growth and the welfare costs of inflation: A reconsideration" *Journal of Economic Dynamics and Control* 22, 465-482.