

La neutralidad monetaria en el largo plazo en un contexto ARIMA:

Una aplicación al caso ecuatoriano ¹

ARMANDO JIJÓN ²

Resumen

Este estudio trata sobre la neutralidad del dinero y su contrastación empírica en el largo plazo en la economía ecuatoriana mediante la aplicación de una metodología relativamente reciente, la cual define implicaciones de la neutralidad en un contexto ARIMA bivariado no estructural, que dependen de las características de no estacionariedad de las series en juego. Los resultados obtenidos apoyan el hecho de que, *bajo la metodología referida*, la evidencia ecuatoriana no permite rechazar las implicaciones de la proposición de la neutralidad del dinero en el largo plazo, con los precios y el producto interno bruto nominal y real. Estos resultados no niegan en modo alguno los efectos que en un horizonte de corto plazo puede tener el dinero sobre la economía real.

Abstract

This survey is about some theoretical aspects regarding money neutrality in the long run, and also presents empirical evidence of long run neutrality of money in the Ecuadorian economy. The used methodology is relatively new, and the econometric framework is based on Bivariate ARIMA Non Structural techniques, that relies on non stationarities features of the time series. The results founded, using this methodology, support the null hypothesis of money neutrality in the long run in Ecuador. However, this results does not contradicts the short runs effects of money on the real side of the economy

1. Introducción

Una de las cuestiones fundamentales que la literatura económica ha intentado explicar a lo largo de su historia, es aquella relacionada con el análisis del papel del dinero en la economía y de los efectos de cambios en la conducción de la política monetaria sobre la inflación, el empleo y la producción. Indudablemente, es tanta la atención prestada a esta temática y la evidencia al respecto, que razonablemente se podría pensar que en nuestros días es un asunto ya resuelto, pero la realidad es otra.

¹ Este trabajo es un extracto de la tesis que el autor presentó en el Programa de Maestría en Economía del Instituto Tecnológico Autónomo de México, para optar por el título de Maestro en Economía.

² Economista de la Dirección General de Estudios.

Tal como lo reconoce Lucas (1996), aun en el tiempo actual no se cuenta con una respuesta que se pueda calificar como totalmente satisfactoria.

En el plano teórico se ha ido ganando mucho en términos de rigurosidad y consistencia. De ahí que el análisis de la neutralidad se ha formalizado dentro del contexto de modelos de equilibrio general y de crecimiento, y se ha buscado clarificar las condiciones que deben existir para que el dinero sea neutral.

Por su parte, en el plano empírico se ha acumulado mucha evidencia en materia de dinero, precios y producción, y se ha prestado gran atención a los aspectos de medición y sofisticación de técnicas estadísticas para sustentar las conclusiones de los análisis. Si bien muchos estudios se han efectuado para probar las proposiciones de neutralidad y superneutralidad del dinero en el largo plazo, sin embargo, recientemente Fisher y Seater (1993) y King y Watson (1992) -con un estilo similar al de Lucas (1980) y Geweke (1986)- han contribuido a la literatura empírica mediante el desarrollo de tests basados en restricciones a los coeficientes en modelos bivariados de vectores autorregresivos, utilizando avances recientes en la teoría de regresores no estacionarios. Estos autores muestran que se pueden aplicar pruebas significativas de neutralidad sólo si tanto las variables nominales como las reales satisfacen ciertas condiciones de no estacionariedad y, como buena parte de la literatura pasada al respecto viola estas condiciones, debería según ellos ser descartada [Serletis y Koustas (1998)].

En este contexto, el presente trabajo tiene como objetivo fundamental probar la neutralidad monetaria en el largo plazo para la economía ecuatoriana mediante la aplicación de la metodología propuesta por Fisher y Seater, la cual se desarrolla en un contexto ARIMA no estructural. Considerando que el análisis es de largo plazo, se tomará como referencia el período 1927-1998, que inicia con el año de la fundación del Banco Central del Ecuador.

La hipótesis que se pretende probar es que en el período de referencia la economía ecuatoriana no provee evidencia suficiente que permita rechazar las implicaciones de la neutralidad del dinero en el largo plazo sobre la base de la metodología aplicada.

Este documento está organizado de la siguiente manera: en la segunda parte se efectúa una breve revisión de la evidencia empírica y las metodologías para probar la neutralidad del dinero, especialmente en el largo plazo. En la tercera etapa se explica la metodología propuesta por Fisher y Seater. La cuarta sección extiende la

investigación al caso ecuatoriano, para lo cual previamente se presentan ciertas generalidades empíricas relacionadas con el objeto de este estudio, seguido de la determinación de las características de no estacionariedad de las series respectivas. Luego se procede a aplicar la metodología de Fisher y Seater para probar la neutralidad del dinero en la economía ecuatoriana en el largo plazo y, finalmente, se presentan los resultados y las conclusiones respectivas.

2. Evidencia Empírica y Metodologías para probar la Neutralidad Monetaria

La neutralidad del dinero ha sido extensamente abordada desde el punto de vista empírico, y el marco de aplicación de los estudios ha girado generalmente alrededor del comportamiento de los precios, agregados monetarios y el producto. De un modo general, los estudios empíricos para probar la neutralidad monetaria se pueden ubicar bajo tres enfoques metodológicos:

- (i) El enfoque basado en el análisis de la presencia o ausencia de correlaciones significativas entre los agregados monetarios y variables nominales y reales. Se examina la neutralidad desde una perspectiva de datos de sección cruzada con muestras de países, mediante el uso, por lo general, de promedios sobre períodos largos de tiempo. Recuérdese que una predicción central de la teoría cuantitativa es que en el largo plazo el crecimiento monetario debería ser neutral en su impacto sobre el crecimiento del producto y afectar la tasa de inflación en la misma proporción. En este contexto, en las Tablas 1 y 2 se presentan unas pequeñas muestras representativas de estudios que han analizado las correlaciones entre el crecimiento monetario, y el de los precios y producto, respectivamente.

En cuanto a precios, la gran mayoría de los trabajos encuentran una alta correlación positiva entre crecimiento monetario e inflación. En lo que se refiere al producto, se detecta cierta ambigüedad en los resultados, pues existen estudios que confirman la neutralidad monetaria mientras que algunos otros han evidenciado correlaciones negativas y positivas -aunque débiles- entre el crecimiento monetario y el del producto.

Tabla No. 1

Estudios sobre la Relación entre Crecimiento Monetario e Inflación

Autor	Dinero	Precios	Países	Período	Frecuencia	Resultados
Vogel (1974)	Circulante + Depósitos	Precios al consumidor	16 países latinoamericanos	1950-69	Anual	Un incremento en la tasa de crecimiento de la oferta de dinero causa un aumento proporcional en la inflación dentro de 2 años.
Lucas (1980)	M1	Precios al consumidor	Estados Unidos	1955-75	Anual	Fuerte correlación positiva
Dwyer y Hafer (1988)	No disponible	Deflactor del PIB	62 países	1979-84	Promedios de 5 años	Fuerte correlación positiva
Pakko (1994)	Circulante + Depósitos Bancarios	Precios al consumidor	13 ex - Repúblicas Soviéticas	1992 y 1993	Promedios de cuatro trimestres	Relación positiva
Poole (1994)	Dinero amplio	No disponible	Todos los países en las tablas del Banco Mundial	1970-80 y 1980-81	Promedios anuales	Fuerte correlación positiva
Roinick y Weber (1994)	Varios	Varios	9 países	Varios	Promedios de periodos largos	Fuerte correlación positiva
McCandless y Weber (1995)	M0, M1 y M2	Precios al consumidor	110 países 21 países de la OCDE 14 países latinoamericanos	1960-90	Promedios de todo el período	Fuerte correlación positiva
Barro (1997)	Circulante	Precios al consumidor	80 países	1960-95	Promedios de todo el período	Fuerte correlación positiva

Fuente: Las referencias citadas en la primera columna.

Elaboración: El autor.

Tabla No. 2

Estudios sobre la Relación entre Crecimiento Monetario y del Producto

Autor	Dinero	Precios	Países	Período	Frecuencia	Resultados
Kormendi y Meguire (1985)	M1	PIB real	47 países	1950-77	Promedios del periodo	Correlación negativa
Dwyer y Hafer (1988)	No disponible	PIB y PNB reales	62 países	1979-84	Promedios de 5 años	Débil correlación negativa (no significativa estadísticamente)
Poirier (1991)	M1	PIB real	47 países	Periodos largos	Annual	Dinero neutral en algunos países
McCandless y Weber (1995)	M0, M1 y M2	PIB real	110 países 21 países de la OCDE 14 países latinoamericanos	1960-90	Promedios del periodo	Ausencia de correlación Débil correlación Ausencia de correlación

Fuente: Las referencias citadas en la primera columna.

Elaboración: El autor.

En este esquema es conveniente emplear un conjunto de países lo suficientemente extenso como para que el rango de diversidad de las reglas de política seguidas por cada uno de los países de la muestra, sea amplio. Así, los resultados que se obtengan serán de alguna manera independientes de las reglas de política propias de cada economía. Sin embargo, esta metodología presenta una limitación desde el punto de vista estadístico, en el sentido de que la presencia de correlaciones significativas no implica necesariamente relaciones de causalidad. Una interpretación adecuada de estas correlaciones también debería depender de las propiedades estadísticas de las series analizadas.

- (ii) El segundo enfoque metodológico se basa en las técnicas de series de tiempo bajo el dominio de frecuencias. Aplicaciones de este enfoque se pueden encontrar en Mills (1982) y Geweke (1982, 1986). El primero de estos

autores utiliza la teoría de extracción de señales de las series de tiempo. Así, a las series las divide en dos componentes: uno de *señal* y otro de *ruido*. El primer componente incorpora las características sistemáticas y permanentes de las series; por tanto, pretende modelar sus características de *largo plazo* y de *baja frecuencia*. El segundo componente da cuenta de los movimientos irregulares, es decir, contiene todo el comportamiento de *corto plazo* y *alta frecuencia* de las series. Mills (1982) extrae las señales de baja frecuencia y examina para la economía estadounidense los co-movimientos entre estas señales de distintas series, y confirma una de las implicaciones de la teoría cuantitativa, cual es que un cambio en la tasa de crecimiento monetario induce un cambio igual en la inflación (Tabla 3).

Tabla No. 3

Estudios con Técnicas de Series de Tiempo bajo el Dominio de Frecuencias

Autor	Dinero	Producto	Precios	País	Periodo	Frecuencia	Resultados
Geweke (1982)	M1	PNB real	Deflactor del PNB	Estados Unidos	1929-78	Varias	Variaciones en la cantidad de dinero conducen a variaciones en el largo
Mills (1982)	M1		Precios al consumidor	Estados Unidos	1957-80	Trimestral	
Geweke (1986)	M2, M1	GNP, producción industrial		Estados Unidos	1870-1970, post-guerra	Anual, Mensual	Dinero superneutral

Fuente: Las referencias citadas en la primera columna.

Elaboración: El autor.

Geweke (1982, 1986) emplea un método que descompone (por frecuencia) medidas de dependencia lineal y retroalimentación, bajo sistemas bivariados de vectores autorregresivos. Utilizando datos de Estados Unidos, encuentra sustento a las implicaciones de la teoría cuantitativa (Tabla 3).

Los estudios realizados bajo esta óptica metodológica han intentado probar proposiciones sobre relaciones económicas de largo plazo, por medio de técnicas de series de tiempo bajo dominio de frecuencias que se centran en

los co-movimientos entre los componentes de baja frecuencia de las variables. Sin embargo, como apunta McCallum (1984), muchas de estas proposiciones implican relaciones de expectativas que no están inherentemente asociadas con frecuencias o periodicidades específicas. Las medidas de baja frecuencia no están diseñadas para reflejar la distinción entre fluctuaciones anticipadas y no anticipadas, lo cual es crucial para la adecuada caracterización de las relaciones entre las variables en los modelos dinámicos. Por tanto, McCallum concluye que no es generalmente apropiado depender de medidas de baja frecuencia de las relaciones entre variables, para validar proposiciones sobre relaciones de largo plazo.

- (iii) El tercer enfoque metodológico se basa en las propiedades estadísticas de no estacionariedad de las series bajo estudio, aunque también emplea técnicas de series de tiempo bajo el dominio de frecuencias. En esta línea destacan los trabajos de King y Watson (1992, 1997) y Fisher y Seater (1993), quienes desarrollan pruebas basadas en restricciones a los coeficientes en modelos bivariados de vectores autorregresivos, utilizando avances recientes en la teoría de regresores no estacionarios. Mientras Fisher y Seater (1993) introducen el supuesto de exogeneidad del dinero en el largo plazo para la construcción de su metodología, King y Watson (1992) no dependen de este supuesto.

Estos trabajos muestran que se pueden aplicar pruebas significativas de neutralidad sólo si las variables nominales, como las reales, satisfacen ciertas condiciones de no estacionariedad y, por tanto, dudan de los resultados empíricos obtenidos con metodologías que no consideran estas condiciones. King y Watson (1992, 1997) encuentran para Estados Unidos evidencia favorable a la neutralidad del dinero y a una Curva de Phillips vertical de largo plazo. Sin embargo, no obtienen resultados en favor de la superneutralidad del dinero en el largo plazo (Tabla 4).³

³ De la metodología concreta de Fisher y Seater (1993) y sus resultados empíricos, se presentará una explicación detallada en las siguientes secciones, por cuanto -como se mencionó en la Introducción- constituye la base metodológica del presente trabajo de investigación.

Tabla No. 4

Estudios Basados en las Propiedades de No Estacionariedad de las Series

Autor	Dinero	Producto	Precios	País	Período	Frecuencia	Resultados
King y Watson (1992, 1997)	M2	PNB real	Precios al consumidor	Estados Unidos	1949-90	Trimestral	Evidencia favorable a la neutralidad del dinero y una Curva de Phillips vertical de largo plazo
Boschen y Mills (1995)	M1, M2	PNB real e indicadores de fuentes de choques reales		Estados Unidos	1951-90	Trimestral	Las innovaciones permanentes en los agregados monetarios no explican los movimientos permanentes en el producto, no se rechaza la neutralidad del dinero en el largo plazo
Moosa (1997)	Circulante	Producción industrial	Precios al por mayor	India	1972-90	Trimestral	El dinero es neutral en el largo plazo

Fuente: Las referencias citadas en la primera columna.

Elaboración: El autor.

También vale referirse al trabajo de Moosa (1997) quien para probar la neutralidad utiliza una técnica de cointegración estacional, la cual considera integración no sólo a la frecuencia cero sino también a las frecuencias estacionales, con lo que incorpora la información proveniente del comportamiento estacional de las variables. Moosa sugiere que la ausencia de cointegración a la frecuencia cero entre el dinero y el producto -y su existencia entre el dinero y precios- implica neutralidad en el largo plazo, pero no necesariamente en el corto plazo, la cual se reflejaría en la no cointegración a otras frecuencias. Bajo este esquema, el autor referido encuentra para el caso de la India evidencia favorable a la neutralidad del dinero en el largo plazo, pues obtiene que a la frecuencia cero el dinero está cointegrado con los precios y no con el producto (Tabla 4).

Adicionalmente, no se deben dejar de lado los análisis en un contexto multivariado, pues es probable que los choques con potenciales efectos sobre el producto en el largo plazo, provengan de múltiples fuentes tales como la tecnología, oferta laboral, salarios, impuestos, etc. Una aplicación de este enfoque constituye el trabajo de Boschen y Mills (1995), en el que se

desarrollan pruebas de neutralidad en el largo plazo basadas en innovaciones permanentes en la cantidad de dinero en un contexto empírico multivariado y basado en técnicas de cointegración. Aplicando al caso de los Estados Unidos, estos autores muestran que las innovaciones monetarias permanentes no contribuyen a explicar los movimientos permanentes en el producto, por lo que concluyen que la neutralidad del dinero en el largo plazo constituye una característica del período de la segunda post-guerra en el país mencionado (Tabla 4). Boschen y Mills interpretan este resultado como una señal de que si bien las rigideces nominales podrían incidir en los ciclos económicos, éstas no explican los movimientos de largo plazo del producto.

Es importante anotar que King y Watson (1992) y Fisher y Seater (1993) reviven el enfoque de *forma reducida* para probar la neutralidad monetaria en el largo plazo, y se concentran en los efectos de innovaciones permanentes en la cantidad de dinero. Al respecto, Sargent (1971) y Lucas (1972, 1976) argumentan que las pruebas de neutralidad con el enfoque de forma reducida en un contexto de expectativas racionales, presentan problemas de identificación porque los modelos de expectativas racionales generan, en las regresiones de producto contra dinero, coeficientes (de forma reducida) que son una mezcla de política monetaria y parámetros estructurales. Señalan que para probar las proposiciones de neutralidad es necesario diseñar modelos de comportamiento debidamente articulados con información sobre los parámetros estructurales de la economía. La crítica anteriormente mencionada de McCallum (1984) sobre la limitación de las medidas de baja frecuencia como indicadores de proposiciones de largo plazo, también se inscribe en la línea de Lucas y Sargent.

No obstante lo anterior, como lo reconocen King y Watson (1997), los análisis empíricos que han seguido la lógica de Lucas y Sargent no constituyen todavía una evidencia convincente alrededor de las proposiciones de neutralidad monetaria, lo cual indudablemente refleja una falta de consenso entre los macroeconomistas acerca de los modelos apropiados que se deben usar para probar la neutralidad del dinero.

Por tal motivo, sin desconocer las limitaciones del caso, en el presente trabajo se ha optado por emplear la metodología desarrollada por Fisher y Seater (1993) para probar la neutralidad del dinero en el largo plazo en el caso de la economía ecuatoriana. Con esta perspectiva, a continuación se presenta una exposición detallada de esta metodología, para luego comentar sobre los estudios empíricos que la han aplicado y sus implicaciones para el caso ecuatoriano.

3. Metodología de Fisher y Seater para probar la Neutralidad del Dinero en el Largo Plazo

Fisher y Seater (1993) intentan formalizar los conceptos *clásicos* de neutralidad y superneutralidad del dinero en el largo plazo dentro del contexto de un modelo ARIMA bivariado, y derivan una metodología para probar estas proposiciones. Estos autores definen la neutralidad del dinero en el largo plazo (NLP), como la proposición según la cual cambios permanentes y exógenos del nivel de la oferta monetaria *finalmente* dejan inalterados los niveles de las variables reales y de la tasa de interés nominal, pero generan cambios *equiproporcionales* en el nivel de los precios y otras variables nominales. A su vez, definen la superneutralidad del dinero en el largo plazo (SNLP) como la proposición de que cambios permanentes y exógenos en la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero, no afectan *finalmente* los niveles de las variables reales pero sí generan cambios iguales en la tasa de interés nominal.⁴

Los autores referidos encuentran que las restricciones implicadas por las proposiciones de NLP y SNLP dentro de un contexto ARIMA, dependen de los órdenes de integración tanto del dinero como de la otra variable con la que se desea probar la neutralidad y/o superneutralidad monetarias en el largo plazo. La importancia de los órdenes de integración radica en el hecho de que para probar la proposición de NLP (SNLP), los datos deben contener cambios estocásticos permanentes en el nivel (tasa de crecimiento) de la cantidad de dinero. Así por ejemplo, si la oferta monetaria es integrada de orden uno (dos) entonces hay cambios estocásticos permanentes en el nivel (tasa de crecimiento) del stock monetario. Otro hecho que justifica la importancia de los órdenes de integración es que la potencial respuesta en el largo plazo de una variable con respecto a la otra depende de sus relativos órdenes de integración.

Como se señaló en la sección anterior, Fisher y Seater reviven el enfoque de *forma reducida* para probar la neutralidad monetaria en el largo plazo, y concentran el procedimiento del test en los efectos de perturbaciones permanentes en la cantidad de dinero. Al respecto, también se mencionó la crítica de Sargent y Lucas en el sentido de que estas pruebas de neutralidad desarrolladas en un marco de expectativas racionales, presentan problemas de identificación porque los modelos con expectativas racionales generan coeficientes que constituyen una mezcla de política monetaria y parámetros estructurales. Según Boschen y Mills (1995), una conclusión, entre otras, del análisis de Sargent y Lucas, es que una evaluación

⁴ Algunos autores -como McCallum (1990)- excluyen los saldos monetarios reales del grupo de variables reales cuyos niveles no se afectan bajo la proposición de la superneutralidad del dinero, debido al reconocimiento de que los saldos reales se ven afectados por el incremento de los precios.

formal de la validez de la neutralidad monetaria en el largo plazo requiere información sobre los parámetros estructurales de la economía.

No obstante, como las definiciones de NLP y SNLP no dependen de la dinámica de la economía en el corto plazo, los aspectos estructurales -importantes en muchos otros contextos- no son relevantes en la lógica de estas definiciones. Además, dado que ninguna de las proposiciones de NLP y SNLP hace referencia a los efectos de corto plazo de los choques monetarios, entonces difieren de los conceptos de neutralidad bajo los cuales el componente *esperado* de una perturbación monetaria no produce ningún efecto real; estos conceptos son fundamentales dentro de la literatura de ciclos económicos con expectativas racionales. Evidentemente, las definiciones de neutralidad con expectativas racionales son mucho más difíciles de formalizar que los conceptos clásicos.

En este sentido, Fisher y Seater desarrollan tests no estructurales para probar sus proposiciones de NLP y SNLP. Justamente, el modelo ARIMA multivariado provee un marco adecuado para la construcción de este tipo de pruebas. Boschen y Otrok (1994) consideran importante el análisis de Fisher y Seater porque demuestra que los tests de forma reducida de NLP y SNLP son factibles de interpretar para muchos casos de series integradas (no estacionarias), lo que de alguna manera mitiga la postura de Sargent y Lucas en contra de las pruebas de neutralidad bajo forma reducida.

Con las consideraciones anotadas, a continuación se presenta el proceso de formalización de las proposiciones de NLP y SNLP y la derivación de sus respectivas implicaciones en un contexto ARIMA.

3.1 Las Proposiciones de Neutralidad y Superneutralidad del Dinero en el Largo Plazo en un Contexto ARIMA

Fisher y Seater asumen un sistema log-lineal bivariado (una variable monetaria y la otra con la que se intenta probar la NLP o la SNLP) con una representación ARIMA estacionaria e invertible. Sean: m el logaritmo de la oferta monetaria nominal; y el logaritmo de alguna otra variable tal como el nivel de precios o el PIB real; $\langle m \rangle$, $\langle y \rangle$ los órdenes de integración de m , y , respectivamente; L el operador de rezago; $\nabla \equiv (1-L)$ el operador diferencia; $a(L)$, $b(L)$, $c(L)$, $d(L)$ polinomios de rezago. Con esta notación la tasa de crecimiento de la oferta monetaria se denotaría como ∇m y por ende $\langle \nabla m \rangle = \langle m \rangle - 1$. La correspondiente representación autorregresiva del sistema está dada por:

$$\begin{aligned} a(L)\nabla^m m_t &= b(L)\nabla^y y_t + u_t \\ d(L)\nabla^y y_t &= c(L)\nabla^m m_t + w_t \end{aligned} \quad (1)$$

donde $a_0 = d_0 = 1$ y b_0, c_0 no están restringidos. Se asume también que el vector $(u_t, w_t)'$ es independiente e idénticamente distribuido con media cero y covarianza Σ , cuyos elementos son σ_{uu}, σ_{uw} y σ_{ww} . En esta representación se han suprimido las constantes y las tendencias, por lo que si una variable es estacionaria alrededor de una tendencia determinística, se la trata como integrada de orden cero.

El sistema bivariado (1) provee un marco adecuado, tanto para la formalización de las proposiciones de NLP y SNLP, como para el diseño de tests no estructurales que permitan probar dichas proposiciones, debido a que la comprobación gira en torno a pruebas basadas en el grado en que $m, \nabla m, y, \nabla y$ son *finalmente* afectados por una perturbación monetaria exógena u . Como se mostrará, este tratamiento de u no requiere una estructura adicional; en particular, los parámetros en los rezagos distribuidos no necesitan ser estructurales.

Como en el análisis se va a tratar con variables en niveles y en diferencias, se halla conveniente emplear la siguiente notación: $x_t \equiv \nabla^i m_t, z_t \equiv \nabla^j y_t$ donde $i, j = 0$ ó 1. Reexpresando (1) con esta notación se tiene:

$$\begin{aligned} a(L)\nabla^{(x)} x_t &= b(L)\nabla^{(z)} z_t + u_t \\ d(L)\nabla^{(z)} z_t &= c(L)\nabla^{(x)} x_t + w_t \end{aligned} \quad (1')$$

En este contexto se introduce el concepto de *derivada de largo plazo* con el cual posteriormente se derivan las implicaciones de las proposiciones de NLP y SNLP en un contexto ARIMA.

3.2 La Derivada de Largo Plazo

Fisher y Seater definen la *derivada de largo plazo de z con respecto a un cambio permanente de x* (DLP _{z,x}) como sigue:

$$\text{Si } \lim_{k \rightarrow \infty} \partial x_{t+k} / \partial u_t \neq 0, \text{ entonces } \text{DLP}_{z,x} \equiv \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial z_{t+k} / \partial u_t}{\partial x_{t+k} / \partial u_t} \quad (2)$$

Si $\lim_{k \rightarrow \infty} \partial x_{t+k} / \partial u_t = 0$, entonces no hay cambios permanentes en la variable

monetaria y por tanto no se podría efectuar la prueba de NLP o SNLP; en este caso simplemente la DLP queda indefinida.⁵ Dejando este caso a un lado, queda claro que la DLP se ha definido como el límite de la razón entre dos secuencias. La secuencia del numerador mide el efecto a través del tiempo sobre la variable z generado por una perturbación monetaria exógena, mientras que la del denominador también mide dicho efecto pero sobre la misma variable monetaria x . De esta manera el límite refleja el efecto final de una perturbación monetaria exógena sobre z con relación al efecto final sobre x .

Para evaluar la $DLP_{z,x}$, se emplea la representación impulso-respuesta para x y z , la cual viene dada por la solución de (1'):

$$\begin{aligned} \nabla &\equiv (1-L) \\ x_t &= \nabla^{-(x)} [\alpha(L)u_t + \beta(L)w_t] \quad \alpha(L) = d(L) / [a(L)d(L) - b(L)c(L)] \\ z_t &= \nabla^{-(z)} [\gamma(L)u_t + \lambda(L)w_t] \quad \beta(L) \equiv b(L) / [a(L)d(L) - b(L)c(L)] \quad (3) \\ & \quad \gamma(L) \equiv c(L) / [a(L)d(L) - b(L)c(L)] \\ & \quad \lambda(L) \equiv a(L) / [a(L)d(L) - b(L)c(L)] \end{aligned}$$

De (3) se sigue que las expresiones $\partial x_{t+k} / \partial u_t$ y $\partial z_{t+k} / \partial u_t$ igualan al coeficiente de L^k en $\nabla^{-(x)}\alpha(L)$ y $\nabla^{-(z)}\gamma(L)$, respectivamente.⁶ Por lo tanto, para evaluar los límites de (2) se requiere aplicar la primera diferencia a $\nabla^{-(x)}\alpha(L)$ y $\nabla^{-(z)}\gamma(L)$ para obtener el coeficiente respectivo de L^k . De esta manera:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \partial x_{t+k} / \partial u_t = \Theta(1) \quad \text{donde} \quad \Theta(L) \equiv \nabla \nabla^{-(x)} \alpha(L) = \nabla^{1-(x)} \alpha(L) \quad (4.1)$$

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \partial z_{t+k} / \partial u_t = \Gamma(1) \quad \text{donde} \quad \Gamma(L) \equiv \nabla \nabla^{-(z)} \gamma(L) = \nabla^{1-(z)} \gamma(L) \quad (4.2)$$

De ahí que:

⁵ Recuérdese que las proposiciones de NLP y SNLP definidas por Fisher y Scater hacen referencia a cambios *permanentes* en el nivel y tasa de crecimiento de la cantidad de dinero, respectivamente. Por tanto, si no hay cambios permanentes, no cabría probar estas proposiciones. Pero esto no quiere decir que falla la neutralidad o superneutralidad, sino tan sólo que no sería aplicable esta metodología en este caso.

⁶ Por ejemplo, cuando $\langle x \rangle = 0$, $\partial x_{t+k} / \partial u_t = \alpha_k$; cuando $\langle x \rangle = 1$, $\partial x_{t+k} / \partial u_t = \sum_{j=0}^k \alpha_j$.

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \partial x_{t+k} / \partial u_t = \Theta(1) = \begin{cases} 0 & \text{si } \langle x \rangle < 1 \\ \neq 0 \text{ y finito} & \text{si } \langle x \rangle = 1 \\ \infty & \text{si } \langle x \rangle > 1 \end{cases} \quad (5.1)$$

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \partial z_{t+k} / \partial u_t = \Gamma(1) = \begin{cases} 0 & \text{si } \langle z \rangle < 1 \\ \neq 0 \text{ y finito} & \text{si } \langle z \rangle = 1 \\ \infty & \text{si } \langle z \rangle > 1 \end{cases} \quad (5.2)$$

Entonces, cuando $\langle x \rangle = 0$, el $\lim_{k \rightarrow \infty} \partial x_{t+k} / \partial u_t = 0$, lo que indica que no hay cambios permanentes en la variable monetaria y la DLP_{z,x} quedaría indefinida, tal como se señaló anteriormente.

Cuando $\langle x \rangle = 1$, por las expresiones (2), (4.1) y (4.2) se obtiene que la $DLP_{z,x} = \Gamma(1) / \Theta(1) = \Gamma(1) / \alpha(1)$, es decir, la razón entre los límites:

$$DLP_{z,x} = \frac{\nabla^{(1)-\langle z \rangle} \gamma(L) \Big|_{L=1}}{\alpha(1)} \quad (6.1)$$

Cuando $\langle x \rangle > 1$, la DLP_{z,x} puede evaluarse diferenciando ambas secuencias $\langle x \rangle - 1$ veces.⁷ Esto equivale a multiplicar $\Gamma(L)$ y $\Theta(L)$ por $\nabla^{(x)-1}$ antes de evaluar el límite. Efectuando estas multiplicaciones en (4.1) y (4.2) se obtiene:

$$\nabla^{(x)-1} \Gamma(L) = \nabla^{(x)-\langle z \rangle} \gamma(L)$$

$$\nabla^{(x)-1} \Theta(L) = \alpha(L)$$

Entonces, cuando $\langle x \rangle > 1$:

$$DLP_{z,x} = \frac{\nabla^{(x)-\langle z \rangle} \gamma(L) \Big|_{L=1}}{\alpha(L) \Big|_{L=1}} = \frac{\nabla^{(x)-\langle z \rangle} \gamma(L) \Big|_{L=1}}{\alpha(1)} \quad (6.2)$$

⁷ Esto viene de la versión discreta de la regla de L'Hôpital.

Uniendo ambos casos (6.1 y 6.2), cuando $\langle x \rangle \geq 1$ se tiene:

$$DLP_{z,x} = \frac{\nabla^{\langle x \rangle - \langle z \rangle} \gamma(L) \Big|_{L=1}}{\alpha(1)} \quad (6.3)$$

Por tanto, se ha demostrado que el valor de $DLP_{z,x}$ depende de la diferencia entre los órdenes de integración de las variables, es decir, de $\langle x \rangle - \langle z \rangle$. Al respecto, se distinguen los siguientes casos:

- (i) Cuando $\langle x \rangle - \langle z \rangle \geq 1$, $DLP_{z,x} = 0$.
- (ii) Cuando $\langle x \rangle - \langle z \rangle = 0$, $DLP_{z,x} = \gamma(1) / \alpha(1) = c(1) / d(1)$.
- (iii) Cuando $\langle x \rangle - \langle z \rangle = -1$, $DLP_{z,x}$ es finito sólo si $\gamma(1) = 0$ (lo que por (3) implica que $c(1) = 0$), en cuyo caso:

$$DLP_{z,x} = \frac{\nabla^{-1} \gamma(L) \Big|_{L=1}}{\alpha(1)} = \frac{c^*(1)}{d(1)} \quad \text{donde} \quad \begin{aligned} c^*(L) &\equiv \nabla^{-1} c(L) \\ c^*(1) &= \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{i=0}^j c_i \end{aligned}$$

- (iv) Cuando $\langle x \rangle - \langle z \rangle < -1$, se aplica un análisis similar al del caso (iii).

En la Tabla 5 se expone un resumen de los resultados obtenidos con relación a la DLP:

Tabla No. 5

La Derivada de Largo Plazo

Si:	Y Si:	$DLP_{z,x}$
$\langle x \rangle < 1$		indefinida
	$\langle x \rangle - \langle z \rangle > 0$	$= 0$
$\langle x \rangle \geq 1$	$\langle x \rangle - \langle z \rangle = 0$	$= c(1) / d(1)$
	$\langle x \rangle - \langle z \rangle = -1$	$= c^*(1) / d(1)$

Las expresiones $c(1)/d(1)$ y $c^*(1)/d(1)$ que provienen del sistema bivariado (1), permiten medir el efecto final de una perturbación monetaria en la otra variable con la que se pretende probar la neutralidad.

3.3 La Neutralidad del Dinero en el Largo Plazo (NLP) en un Contexto ARIMA

Empleando el material expuesto anteriormente, Fisher y Seater proponen la siguiente definición: el dinero es neutral en el largo plazo si $DLP_{y,m} = \lambda$, donde $\lambda = 1$ cuando y es una variable nominal y $\lambda = 0$ cuando y es una variable real.⁸ Esta es la proposición concreta de NLP que se intenta probar. Esta definición, juntamente con lo expuesto en la Tabla 5, conlleva implicaciones para el sistema (1) cuyo análisis cabe efectuarlo distinguiendo cuatro casos:

Caso (i).- Cuando $\langle m \rangle < 1$, $DLP_{y,m}$ no está definida. En este caso, no hay cambios estocásticos permanentes en m , y como se señaló anteriormente, no cabría probar la proposición de NLP.

Caso (ii).- Cuando $\langle m \rangle \geq \langle y \rangle + 1 \geq 1$, $DLP_{y,m} = 0$. En este caso, la determinación sobre la proposición de NLP es inmediata: si y es una variable real, dicha proposición se mantiene; si y es una variable nominal, se viola la NLP. La idea intuitiva es la siguiente: cuando por ejemplo $\langle m \rangle = 1$ y $\langle y \rangle = 0$, los cambios permanentes en m no pueden asociarse con cambios permanentes en y pues simplemente estos últimos no existen.

Caso (iii).- Cuando $\langle m \rangle = \langle y \rangle \geq 1$: $DLP_{y,m} = c(1)/d(1) = \lambda$ (7)

Cuando $\langle m \rangle = \langle y \rangle = 1$, es posible probar la NLP porque hay cambios permanentes tanto en m como en y . Cuando $\langle m \rangle = \langle y \rangle = 2$, hay cambios permanentes en las tasas de crecimiento de m y y . En este caso, la ecuación (6.3) implica que $DLP_{V_y, V_m} = DLP_{y,m}$, lo cual indica que las proposiciones acerca de cómo un cambio permanente en la *tasa de crecimiento* de la cantidad de dinero afecta finalmente la *tasa de crecimiento* de otra variable, pueden traducirse *directamente* en proposiciones sobre cómo un cambio permanente en el *nivel* del stock monetario afecta finalmente el *nivel* de otra variable. Esto significa que las proposiciones *tasa a tasa* no corresponden a SNLP (aunque involucren cambios en la tasa de crecimiento del dinero), sino que son equivalentes a las proposiciones *nivel a nivel* de NLP. La SNLP involucra proposiciones *tasa a nivel* (ver la siguiente sección).

⁸ En este caso, $x = m$ y $z = y$.

Caso (iv).- Cuando $\langle m \rangle = \langle y \rangle - 1 \geq 1$: $DLP_{ym} = c^*(1)/d(1) = \lambda$ (8)

que a su vez implica que $c(1) = 0$, tal como se anotó anteriormente cuando se definía la DLP. Con el fin de interpretar la restricción (8), supóngase $\langle m \rangle = 1$ y $\langle y \rangle = 2$. En ese caso, una perturbación monetaria exógena u no sólo que produce un efecto permanente en el nivel de la cantidad de dinero (ya que m es integrada de orden uno) sino que también podría tener un efecto permanente en la tasa de crecimiento de y (pues y es integrada de orden dos). Sin embargo, si $c(1) = 0$ entonces de hecho u no produce tal efecto, pues, dado que $\langle \nabla y \rangle = 1$, $DLP_{vy,m} = c(1)/d(1)$, que sería igual a cero cuando $c(1) = 0$. De esta manera, $c(1) = 0$ expresa el hecho de que en este caso una condición necesaria para la proposición de NLP es que el dinero no afecte la tasa de crecimiento de y . Las perturbaciones monetarias todavía podrían afectar el nivel final de y , y (8) expresa la restricción paramétrica requerida para que tal efecto sea consistente con NLP.

3.4 La Superneutralidad del Dinero en el Largo Plazo (SNLP) en un Contexto ARIMA

Ahora se tratará la SNLP que tiene que ver con los efectos de cambios permanentes en la tasa de crecimiento del dinero sobre el nivel de otras variables. Al respecto, Fisher y Seater plantean la siguiente definición: el dinero es superneutral en el largo plazo si $DLP_{v,vm} = \mu$, donde $\mu = 1$ cuando y es la tasa de interés nominal y $\mu = 0$ cuando y es una variable real.⁹ A continuación se analiza las implicaciones de esta definición en el sistema (1), distinguiendo cuatro casos y conforme a lo expuesto en la Tabla 5.

Caso (i).- Cuando $\langle \nabla m \rangle < 1$, ó $[\langle m \rangle < 2]$, la $DLP_{v,vm}$ no está definida pues no hay cambios estocásticos permanentes en la tasa de crecimiento del dinero. En este caso, no se podría llevar adelante la prueba de la proposición de SNLP.

Caso (ii).- Cuando $\langle \nabla m \rangle \geq \langle y \rangle + 1 \geq 1$, ó $[\langle m \rangle \geq \langle y \rangle + 2 \geq 2]$, $DLP_{v,vm} = 0$. En este caso, si y es una variable real, la proposición de SNLP se mantiene; si y es la tasa de interés nominal, se viola la SNLP. La intuición consiste en lo siguiente: cuando por ejemplo $\langle m \rangle = 2$ ó $[\langle \nabla m \rangle = 1]$ y $\langle y \rangle = 0$, los cambios permanentes en ∇m no pueden asociarse con inexistentes cambios permanentes en y .

Caso (iii).- Cuando $\langle \nabla m \rangle = \langle y \rangle \geq 1$, ó $[\langle m \rangle = \langle y \rangle + 1 \geq 2]$:

$$DLP_{v,vm} = c(1)/d(1) = \mu \quad (9)$$

⁹ En este caso, $x = \nabla m$ y $z = y$.

Cuando $\langle \nabla m \rangle = \langle y \rangle - 1$, es posible probar la SNLP porque hay cambios permanentes tanto en la tasa de crecimiento monetario como en la variable y .

Caso (iv).- Cuando $\langle \nabla m \rangle = \langle y \rangle - 1 \geq 1$, ó $[\langle m \rangle = \langle y \rangle \geq 2]$:

$$DLP_{y,vm} = c^*(1)/d(1) = \mu \quad (10)$$

que a su vez implica que $c(1) = 0$. En este caso, por (6.3) se da que $DLP_{y,vm} = DLP_{vm}$, debido a que $\langle \nabla m \rangle = \langle \nabla y \rangle \geq 1$, por lo que aplica el caso (iii) de la sección 4.1.2 para $\langle \nabla m \rangle$ y $\langle \nabla y \rangle$. Entonces $DLP_{y,vm} = DLP_{vm} = c(1)/d(1)$, que sería igual a cero si $c(1) = 0$, con lo que la NLP se estaría cumpliendo si y es una variable real. Por tanto, la expresión $c(1) = 0$ equivalente a $DLP_{y,vm} = 0$ (es decir, que la tasa de crecimiento monetario no afecte la de la variable y en el largo plazo), sería una condición necesaria para la SNLP en este caso.

En la Tabla 6 se resumen las restricciones implicadas por NLP y SNLP. En ella se presentan las equivalencias de la *derivada de largo plazo* (DLP) clasificadas según los órdenes de integración de las variables en juego y según se trate de la proposición de NLP o SNLP. Cuando la DLP vale cero, conforme se señaló anteriormente, la determinación sobre el sostenimiento de la NLP o SNLP es inmediata. Cuando la DLP equivale a $c(1)/d(1)$ ó a $c^*(1)/d(1)$, primeramente habría que estimar estas razones o cocientes para luego concluir sobre el cumplimiento de la proposición de NLP o SNLP. El procedimiento de estimación se explica en la siguiente sección.

Tabla No. 6

Restricciones de Neutralidad y Superneutralidad en el Largo Plazo

	DLP _{y,m} NLP \Rightarrow DLP _{vm} = λ			DLP _{y,∇m} SNLP \Rightarrow DLP _{y,∇m} = μ		
$\langle y \rangle$	$\langle m \rangle = 0$	$\langle m \rangle = 1$	$\langle m \rangle = 2$	$\langle m \rangle = 0$	$\langle m \rangle = 1$	$\langle m \rangle = 2$
0	no definida	= 0	= 0	no definida	no definida	= 0
1	no definida	$c(1)/d(1)$	= 0	no definida	no definida	$c(1)/d(1)$
2	no definida	$c^*(1)/d(1)$	$c(1)/d(1)$	no definida	no definida	$c^*(1)/d(1)$

3.5 Identificación y Estimación

Las restricciones obtenidas en la sección anterior pueden ser traducidas en cualquiera de las siguientes formas:

$$c(1) - \pi d(1) = 0 \quad (11)$$

$$c^*(1) - \pi d(1) = 0 \quad (12)$$

donde $\pi = 1$ ó 0 . Resulta evidente que estas restricciones contienen sólo parámetros de la segunda ecuación del sistema (1), la cual por comodidad se la vuelve a exponer:

$$d(L)\nabla^{(s)}y_t = c(L)\nabla^{(m)}m_t + w_t \quad (13)$$

La restricción (12) implica que $c(1) = 0$, en cuyo caso $c(L) = \nabla c^*(L)$. Condicionado a que $c(1) = 0$, se puede reescribir (13) de la siguiente manera:

$$d(L)\nabla^{(s)}y_t = c^*(L)\nabla^{(m)+1}m_t + w_t \quad (14)$$

La ecuación (14) puede estimarse por mínimos cuadrados ordinarios y con ello se puede además llevar a cabo una prueba de la restricción (12).

De otro lado, en el sistema (1) cabría plantear dos esquemas recursivos de identificación, bajo los cuales el método de mínimos cuadrados ordinarios permitiría estimar consistentemente los parámetros en (13), con los que a su vez se podría probar (11) y (12). El primer esquema impone las restricciones de identificación $c_0 = 0$ y $\sigma_{uw} = 0$, en cuyo caso el valor corriente de la variable monetaria, $\nabla^{(m)}m_t$, no se considera en (13). Este esquema resultaría apropiado si, por ejemplo, y fuera el producto real y no respondiera a cambios en m durante el periodo corriente debido a que el período de medición fuera relativamente corto. El otro esquema recursivo impone las restricciones de identificación $b_0 = 0$ y $\sigma_{uw} = 0$, en cuyo caso $\nabla^{(m)}m_t$ estaría predeterminado en (13).

Si bien es posible que ninguno de los esquemas recursivos sea aceptable en la práctica, no obstante, es importante reconocer que al margen de su aceptabilidad, los parámetros individuales en $c(L)$ y $d(L)$ no son de interés, pues no son estructurales. Solamente interesa $c(1)/d(1)$ ó $c^*(1)/d(1)$ que pueden ser estimados directamente en el dominio de frecuencias. Al respecto, Fisher y Ginter señalan que, bajo ciertas condiciones, el coeficiente de regresión de frecuencia cero iguala la DLP apropiada. En particular, cuando

$$b(1) = \sigma_{uw} = 0 \quad (15)$$

el coeficiente de regresión de frecuencia cero en la regresión de $\nabla^{\langle y \rangle} y$ contra $\nabla^{\langle m \rangle} m$ es igual a $c(1)/d(1)$. La restricción (15) puede interpretarse como la *exogeneidad en el largo plazo* de m , en el sentido de que un cambio permanente en y no tiene efecto en m en el largo plazo. Además, dicha restricción permite que c_0 y b_0 puedan tomar valores diferentes de cero, con lo que se reemplaza el supuesto de predeterminación por el de exogeneidad en el largo plazo.

Vale aclarar que, en principio, el supuesto de exogeneidad de m en el largo plazo no se contrapone en modo alguno a la existencia de los efectos de retroalimentación que y pueda tener sobre m bajo horizontes temporales menos largos, que puede ser el caso, por ejemplo, cuando y representa el producto y m constituye un agregado monetario amplio que incluye aspectos de intermediación financiera, o también cuando hay respuestas de política por parte del banco central.¹⁰ Por esta razón, los coeficientes individuales $b_0, b_1, b_2, b_3, \dots$, pueden tomar valores diferentes de cero. Lo que interesa es que la suma de dichos coeficientes -es decir, $b(1)$ - sea igual a cero en el largo plazo.

$$\text{De manera análoga, cuando} \quad b^*(1) = \sigma_{uw} = 0 \quad (16)$$

donde $b^*(L) \equiv \nabla^{-1}b(L)$, el coeficiente de regresión de frecuencia cero en la regresión de $\nabla^{\langle y \rangle} y$ contra $\nabla^{\langle m \rangle} m$ iguala a $c^*(1)/d(1)$.

Fisher y Seater estimaron $c(1)/d(1)$ usando el estimador Bartlett del coeficiente de regresión de frecuencia cero, el cual puede ser calculado usando promedios móviles de las observaciones. Este estimador está dado por el $\lim_k \dots$, b_k , donde b_k es el coeficiente de pendiente de la regresión:

$$\left[\sum_{j=0}^k \nabla^{\langle y \rangle} y_{t-j} \right] = a_k + b_k \left[\sum_{j=0}^k \nabla^{\langle m \rangle} m_{t-j} \right] + e_{kt} \quad (17)$$

Así por ejemplo, cuando $\langle y \rangle = \langle m \rangle = 1$, que corresponde al caso (iii) de la sección 4.1.2, la expresión (17) se convierte en:

$$(y_t - y_{t-k-1}) = a_k + b_k (m_t - m_{t-k-1}) + e_{kt} \quad (18)$$

¹⁰ Ver Barro (1980) y King y Plosser (1984).

En este caso b_k representa el coeficiente de pendiente de la regresión de tasas de crecimiento de y contra tasas de crecimiento de m , y el estimador Bartlett es el límite de esa pendiente conforme $k \rightarrow \infty$. Con (18) se puede probar la proposición de NLP que involucra cambios permanentes en el *nivel* de la variable monetaria y sus efectos finales en el *nivel* de las otras variables.

Así mismo, cuando $\langle y \rangle = 1$ y $\langle m \rangle = 2$, la expresión (17) se convierte en:

$$(y_t - y_{t-k-1}) = a_k + b_k (\nabla m_t - \nabla m_{t-k-1}) + e_{kt} \quad (19)$$

donde b_k tiene una interpretación similar al caso anterior, sólo que con (19) cabe probar la proposición de SNLP. En cuanto a la proposición de NLP, en forma inmediata se puede concluir que se mantiene si y es una variable real pero no se cumple si es una variable nominal, pues con $\langle y \rangle = 1$ y $\langle m \rangle = 2$, la $DLP_{\text{vm}} = 0$.¹¹

Cuando $\langle y \rangle = 2$ y $\langle m \rangle = 2$, conforme a lo que se señaló en el caso (iii) de la sección 4.1.2, es factible probar la proposición de NLP mediante (18) puesto que las proposiciones *tasa a tasa* no corresponden a SNLP sino que son equivalentes a las proposiciones *nivel a nivel* de NLP, las cuales involucran cambios permanentes en el *nivel* de la variable monetaria y sus efectos últimos en el *nivel* de las otras variables. También se podría probar la proposición de SNLP conforme al caso (iv) de la sección 4.1.3, pero se dependería de que previamente se pruebe si $c(1) = 0$ para luego estimar $c^*(1)/d(1)$.

Hasta aquí se ve, por tanto, que las restricciones implicadas por las proposiciones NLP y SNLP en un contexto ARIMA bivariado, dependen de los órdenes de integración tanto del dinero como de la otra variable con la que se proceda a probar dichas proposiciones.

4. Aplicación a la Economía Ecuatoriana

Una vez que se ha revisado brevemente la literatura empírica relevante para la presente investigación, y explicado la metodología de Fisher y Seater para probar las proposiciones de NLP y SNLP formalizadas en un contexto ARIMA, se procede a aplicarla para el caso de la economía ecuatoriana. No obstante, se considera adecuado revisar primeramente ciertas generalidades empíricas de largo plazo evidenciadas por las variables económicas que se utilizan más adelante en el análisis respectivo.

¹¹ Esta situación corresponde al caso (ii) de la sección 4.1.2 y al caso (iii) de la sección 4.1.3, resumidos también en la Tabla 6.

En este sentido, como una primera aproximación al análisis empírico de la neutralidad del dinero en el largo plazo para el caso del Ecuador, se ha procedido a efectuar unos gráficos de dispersión de los logaritmos naturales de las variables monetarias versus los logaritmos naturales de las variables con las que se pretende probar la neutralidad. Los gráficos con LOGIPC corresponden al período 1939-1998 -para precios se cuenta sólo con datos de este período- y los demás, al período 1927-1998. Estos gráficos constan en los Anexos 2, 3 y 4. A continuación se presenta la nomenclatura empleada.

LOGIPC:	logaritmo natural del índice de precios al consumidor
LOGPIBN:	logaritmo natural del producto interno bruto nominal
LOGPIBR:	logaritmo natural del producto interno bruto real
LOGBM:	logaritmo natural de la base monetaria
LOGM1:	logaritmo natural del agregado monetario M1 o medio circulante
LOGM2N:	logaritmo natural del agregado monetario M2 en moneda nacional
LOGM2:	logaritmo natural del agregado monetario M2.

En los gráficos con LOGIPC (Anexo 1) y LOGPIBN (Anexo 2) se aprecia a primera vista una relación directa y estable de estas variables con los agregados monetarios durante los períodos de la muestra. Mientras los precios crecen a un promedio anual de 17% en el período 1939-1998 y el producto nominal al 21.6%, los agregados monetarios lo hacen a tasas comprendidas entre el 21% y el 24% promedio anual. Tomando como referencia el período 1927-1998, el producto nominal crece en promedio al 20.4% anual, y los agregados monetarios crecen entre el 19% y 22% (Tabla 7). Por tanto, se observa una aproximación cuantitativa entre las tasas de crecimiento promedio anual de los agregados monetarios y las de los precios y el producto nominal.

Tabla No. 7

Tasas de Crecimiento Promedio Anual

Períodos	IPC	PIBN	PIBR	BM	M1	M2N	M2
1927-1998		20.4%	4.6%	19.5%	19.3%	20.9%	21.7%
1927-1981		14.0%	5.3%	14.0%	14.2%	14.2%	14.2%
1982-1998	38.1%	40.7%	2.4%	36.9%	35.4%	42.4%	45.6%
1939-1998	17.0%	21.6%	5.1%	21.4%	21.4%	23.3%	24.2%

Fuente: Anexo 1.

Elaboración: El autor.

Por su parte, los gráficos con LOGPIBR (Anexo 3) aparentemente no reflejan una relación estable con las variables monetarias, e incluso evidencian un quiebre entre un primer tramo donde para valores menores de los agregados monetarios el LOGPIBR muestra mayor dispersión, y un segundo tramo en que para niveles mayores de las variables monetarias parece que el LOGPIBR se mantiene relativamente constante mientras la cantidad de dinero se incrementa. Así se tiene que en el primer tramo (1927-1981) el producto real crece a una tasa promedio anual de 5.3% y los agregados monetarios en alrededor de 14% anual, mientras que en el segundo subperíodo (1982-1998) las tasas de crecimiento de las variables monetarias se incrementan a un rango de 35%-46% promedio anual y el producto real apenas crece a un ritmo promedio de 2.4% anual (Tabla 7). En todo caso, es notoria la diferencia cuantitativa entre los niveles de variaciones anuales de los agregados monetarios y el del producto interno bruto real, tanto en los dos subperíodos como en el período total (1927-1998).

Indudablemente, esta primera aproximación cuantitativo-visual constituye un indicio aparentemente favorable a la neutralidad del dinero en el largo plazo, lo que hace aún más interesante su comprobación mediante la metodología propuesta. Con esta finalidad, primeramente se procede a establecer los órdenes de integración de todas las variables que entran en el análisis, pues su determinación es un requisito para la aplicación de la metodología referida.

4.1 Determinación de los Órdenes de Integración

Para establecer los órdenes de integración de las variables (en logaritmo) mencionadas anteriormente, se desarrollaron las pruebas convencionales de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) y de Phillips-Perron (PP). El análisis se lo efectuó para los períodos 1939-1998 y 1927-1998 dado que para la serie LOGIPC sólo se cuenta con datos del primero de ellos.

En el caso de las pruebas DFA, para cada variable se especificó el modelo con constante, con constante y tendencia y sin constante ni tendencia, y se corrieron las pruebas hasta con cinco rezagos. En cuanto a las pruebas de Phillips-Perron, se empleó el número de rezagos señalado por la sugerencia de Newey-West.

En la Tabla 8 se muestran los resultados de las pruebas de raíz unitaria al 5% de significancia. Cuando aparece un "sí" en cada celda significa que se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria bajo *todas* las especificaciones. En caso contrario, aparece un "no". Finalmente, se define el orden de integración de forma consistente con los resultados obtenidos.¹²

¹² Este procedimiento para determinar los órdenes de integración lo aplican Carstens y Reynoso (1997).

Tabla No. 8

Resultados de Pruebas de Raíz Unitaria al 5% de Significancia*

	Niveles		Primeras Diferencias		Segundas Diferencias		Orden de Integración	
	DFA	PP	DFA	PP	DFA	PP	DFA	PP
Período 1939-1998								
LOGIPC	no	no	no	no	sí	sí	I(2)	I(2)
LOGBM	no	no	no	no	sí	sí	I(2)	I(2)
LOGM1	no	no	no	no	sí	sí	I(2)	I(2)
LOGM2N	no	no	no	no	sí	sí	I(2)	I(2)
LOGM2	no	no	no	no	sí	sí	I(2)	I(2)
Período 1927-1998								
LOGPIBN	no	no	no	no	sí	sí	I(2)	I(2)
LOGPIBR	no	no	no	sí	sí	sí	I(2)	I(1)
LOGBM	no	no	no	sí	sí	sí	I(2)	I(1)
LOGM1	no	no	no	sí ^a	sí	sí	I(2)	I(1) ^b
LOGM2N	no	no	no	sí ^a	sí	sí	I(2)	I(1) ^b
LOGM2	no	no	no	no	sí	sí	I(2)	I(2)

*: El "sí" significa que se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria bajo *todas* las especificaciones. En caso contrario, aparece un "no".

^a: Al 1% de significancia, no se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en todos los casos.

^b: Conforme a la nota ^a, al 1% de significancia sería I(2).

Fuente: Anexo 1.

Elaboración: El autor.

Si se analizan estos resultados en su totalidad se concluye que, bajo las pruebas convencionales DFA y PP, las variables en logaritmo analizadas son integradas de orden dos, aunque para algunas variables (y sólo en el período 1927-1998) las pruebas PP determinan una integración de orden uno. Sin embargo, en estos casos las pruebas DFA reflejan una integración de orden dos, similar a los resultados obtenidos para el período 1939-1998 tanto en las pruebas DFA como PP. Por consiguiente, en adelante se tratará a las variables en logaritmo en estudio como integradas de orden dos.

No obstante, cabe efectuar unas precisiones sobre el caso de la variable LOGPIBR. La existencia de raíces unitarias en las series en nivel y primeras diferencias de dicha variable, implicaría que los choques aleatorios tienen efectos permanentes en el nivel y ritmo de actividad económica, lo que se contrapone con el

enfoque de que los ciclos económicos son fluctuaciones transitorias alrededor de una tendencia relativamente estable.

Una explicación de esta contradicción puede encontrarse en Perron (1989) quien señala que las pruebas estándares de la hipótesis de raíz unitaria contra la alternativa de estacionariedad alrededor de una tendencia, no permiten rechazar aquella siempre y cuando el mecanismo generador de los datos corresponda a uno de fluctuaciones estacionarias alrededor de una tendencia sujeta a un quiebre estructural en nivel, en pendiente o en ambos al mismo tiempo.¹³

Por lo tanto, podría ser que quiebres en la tendencia de LOGPIBR hayan sesgado los resultados de las pruebas DFA en favor de un orden de integración superior a cero. Al respecto, cabe señalar que Fernández y Lara (1998) -aplicando la prueba de Zivot y Andrews (1992) a una serie trimestral (1965:1-1997:1) del LOGPIBR de Ecuador- encuentran que dicha serie es estacionaria alrededor de una tendencia sujeta a quiebres estructurales. Sin embargo, aun en este caso, dado que se trata de una variable real, las proposiciones de NLP y SNLP se cumplirían en forma inmediata pues las respectivas derivadas de largo plazo serían iguales a cero (Tabla 6).

El que la variable LOGPIBR sea estacionaria alrededor de una tendencia con quiebres estructurales, significa que los choques o perturbaciones a la serie tienen un efecto de corta duración, y que siempre existirán fuerzas que la retornen hacia su tendencia de largo plazo, lo que facilita realizar predicciones con bajo margen de error. No obstante, la presente investigación no intenta analizar el fenómeno de los ciclos económicos reales ni tampoco efectuar pronósticos de ninguna variable; además, conforme se señaló anteriormente, los aspectos estructurales no son relevantes para las definiciones de NLP y SNLP. Por consiguiente, para fines de la aplicación de la metodología de Fisher y Seater, se tomarán los resultados que se obtuvo con las pruebas convencionales de raíz unitaria, es decir, se considerará a todas las variables en logaritmo como integradas de orden dos, y se verificará si también de esta forma se cumple la proposición de NLP o SNLP para el caso de LOGPIBR.¹⁴

¹³ A manera de ejemplo, se puede mencionar a Zivot y Andrews (1992) y Lumsdaine y Papell (1997) quienes desarrollaron pruebas de raíz unitaria incorporando en la especificación DFA, uno y dos quiebres endógenos en la tendencia determinística de la serie, respectivamente.

¹⁴ Ni Fisher y Seater (1993) ni algunos otros autores que aplican su metodología para períodos muy largos, emplean pruebas de raíz unitaria con quiebres estructurales en la tendencia determinística de las series. En todo caso, no se niega la importancia de dichas pruebas.

4.2 Aplicación de la Metodología de Fisher y Seater

A continuación se procede a comprobar la neutralidad del dinero en el largo plazo para el caso de la economía ecuatoriana para los periodos 1939-1998 (con precios) y 1927-1998 (con el producto nominal y real), mediante la aplicación de la metodología de Fisher y Seater.¹⁵

4.3 Prueba de la Neutralidad del Dinero con Precios

Conforme a lo explicado en secciones anteriores, al ser LOGIPC y el logaritmo de las variables monetarias integradas de orden dos, es factible probar la proposición de NLP mediante la expresión (18) que por comodidad se vuelve a reproducir:

$$(y_t - y_{t-k-1}) = a_k + b_k(m_t - m_{t-k-1}) + e_{kt} \quad (20)$$

donde “y” representa a LOGIPC y “m” al logaritmo de las variables monetarias. Recuerdese que en este caso $DLP_{ym} = DLP_{vy,vm} = c(1)/d(1)$, y que Fisher y Seater - bajo el supuesto de exogeneidad de m en el largo plazo- estimaron $c(1)/d(1)$ usando el estimador Bartlett del coeficiente de regresión de frecuencia cero dado por el $\lim_{k \rightarrow \infty} b_k$.

A fin de que el análisis quede completo, primeramente se procede a probar el supuesto de exogeneidad de m en el largo plazo. Básicamente, esto implica probar que $b(1)=0$ siendo

$$b(1) = \sum_{j=0}^p b_j \quad (21)$$

$$\text{en: } a(L)\nabla m_t = b(L)\nabla y_t + u_t \quad (22)$$

$$\text{donde: } a(L) = 1 - \sum_{j=1}^p a_j L^j \quad \text{y} \quad b(L) = \sum_{j=0}^p b_j L^j$$

pues $a_0 = 1$ y b_0 no está restringido.

¹⁵ Posteriormente, se excluirá el periodo 1927-1931 que corresponde al régimen del patrón oro.

Para probar si $b(1) = 0$ se emplea el test de Wald con (21) y (22) para varios valores de p , siendo “ y ” la variable LOGIPC y “ m ” el logaritmo de las variables monetarias. Se obtiene que al 5% de nivel de significancia no se puede rechazar la hipótesis nula $b(1) = 0$ a partir de 4 rezagos en adelante para todas las variables monetarias. En consecuencia, se puede afirmar que se cumple de una manera confiable el supuesto de exogeneidad de m con respecto a los precios en el largo plazo.

A continuación procede, entonces, probar la neutralidad del dinero en el largo plazo con todas las variables monetarias en logaritmo y LOGIPC. Al respecto, la definición de la proposición de NLP que se va a probar es: el dinero es neutral en el largo plazo si $DLP_{ym}=1$, donde $DLP_{ym} = c(1)/d(1)$ que se lo estima con el $\lim_{k \rightarrow \infty} b_k$.

Corriendo regresiones con (20) se obtiene estimaciones de b_k para valores de k comprendidos entre 1 y 25.¹⁶ Siguiendo a Fisher y Seater, se construye intervalos de confianza al 95% -corregidos mediante la técnica de Newey y West- con la distribución t usando $(60 / k)$ grados de libertad, pues para precios se cuenta con 60 datos anuales. Los resultados obtenidos (Figuras 1-4) son favorables a la proposición de NLP con respecto a los precios, sobre todo con los agregados monetarios amplios como M2N y M2, pues para todos los valores de $k \leq 25$ los intervalos de confianza incluyen al uno, con excepción únicamente de los valores de k comprendidos entre 7 y 10 para el caso de M1. Incluso, con M2N y M2 las estimaciones puntuales de b_k (línea más gruesa en las figuras) se aproximan a la unidad conforme k aumenta.

Figura No. 1

Con Precios y Base Monetaria

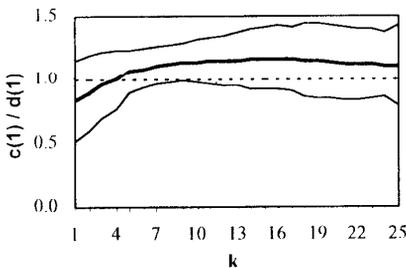
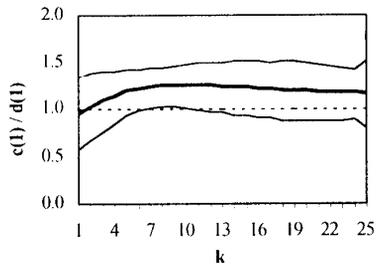


Figura No. 2

Con Precios y M1



¹⁶ Para series de 55 datos, Fisher y Seater (1993) utilizan valores de k comprendidos entre 1 y 25.

Figura No. 3
Con Precios y M2N

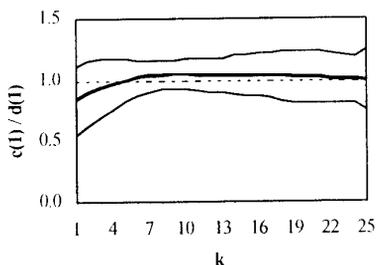
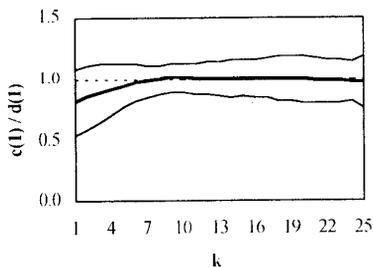


Figura No. 4
Con Precios y M2



4.4 Prueba de la Neutralidad del Dinero con el Producto Interno Bruto Nominal

De forma similar al caso de los precios, con la variable LOGPIBN es factible probar la proposición de NLP mediante la expresión (20), pues tanto LOGPIBN como el logaritmo de las variables monetarias son integradas de orden dos. No obstante, primero se procede a probar el supuesto de exogeneidad de m en el largo plazo con respecto al producto interno bruto nominal. Como se mencionó, esto implica probar que $b(1) = 0$ en (22) siendo "y" la variable LOGPIBN y "m" el logaritmo de las variables monetarias.

Empleando la prueba de Wald con varios valores de p en (21) y (22), se encuentra que para el producto nominal el supuesto de exogeneidad de m en el largo plazo se cumple en una forma menos confiable que en el caso de los precios, pues al 5% de nivel de significancia, no se rechaza la hipótesis nula $b(1) = 0$ sólo a partir de 18 rezagos en adelante para el caso de la base monetaria, de 13 rezagos para M1 y de 16 rezagos para M2N y M2.

En todo caso, dado que el supuesto de exogeneidad de m aplica al largo plazo, se considera pertinente que, dejando constancia de que el cumplimiento de este supuesto no es lo suficientemente sólido sino para periodos muy largos, se pase a probar la neutralidad del dinero en el largo plazo con todas las variables monetarias en logaritmo y LOGPIBN. Al respecto, la definición de la proposición de NLP que se va a probar es: el dinero es neutral en el largo plazo si $DLP_{ym} = 1$, donde $DLP_{ym} = c(1)/d(1)$ que se lo estima con el $\lim_{k \rightarrow \infty} b_k$. Aquí "y" representa a LOGPIBN y "m", al logaritmo de las variables monetarias.

Utilizando (20) se obtiene las estimaciones de b_k para valores de k comprendidos entre 1 y 28, con intervalos de confianza al 95% -corregidos mediante la técnica de Newey y West- construidos con la distribución t usando $(72 / k)$ grados de libertad, pues se cuenta con 72 datos anuales.¹⁷ Los resultados obtenidos (Figuras 5-8) sustentan la proposición de NLP con respecto al producto interno bruto nominal, con los agregados monetarios amplios como M2N y M2, pues para los valores de $k \geq 5$ los intervalos de confianza incluyen al uno. Además, con estos agregados monetarios las propias estimaciones puntuales de b_k se aproximan a la unidad conforme k aumenta.

Figura No. 5

Con PIB Nominal y Base Monetaria

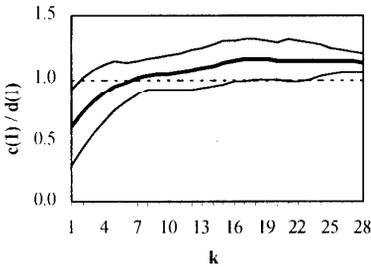


Figura No. 6

Con PIB Nominal y M1

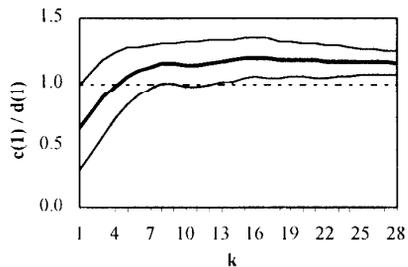


Figura No. 7

Con PIB Nominal y M2N

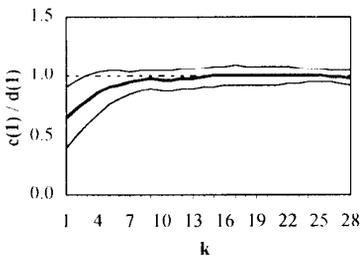
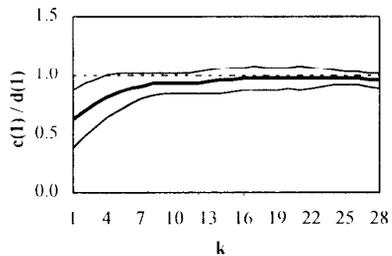


Figura No. 8

Con PIB Nominal y M2



¹⁷ Para series de 107 datos. Fisher y Seater (1993) utilizan valores de k comprendidos entre 1 y 30.

En los casos de la base monetaria y M1, no se cumple satisfactoriamente la proposición de la NLP para los valores superiores de k (concretamente, para $k \geq 23$ con la base monetaria y $k \geq 13$ con M1), pues para estos rangos el extremo inferior de los intervalos de confianza supera la unidad, aunque no se aleja mucho. Sin embargo, dado que se trabaja con datos anuales, los rezagos un poco menores a 23 y 13, respectivamente, también corresponden al largo plazo y para ellos los intervalos de confianza incluyen la unidad. En otras palabras, tampoco se puede concluir que haya evidencia suficientemente fuerte como para rechazar el cumplimiento de la proposición de NLP entre el producto interno bruto nominal y los agregados base monetaria y M1, sobre todo con la primera de estas variables monetarias.

4.5 Prueba de la Neutralidad del Dinero con el Producto Interno Bruto Real

Con relación a la variable LOGPIBR, de momento se la trata como integrada de orden dos conforme a los resultados de las pruebas convencionales de raíz unitaria, y se verifica si de esta manera se cumple la proposición de NLP, que es factible probar mediante la expresión (20) pues a los logaritmos de las variables monetarias también se los considera integrados de orden dos.

En lo referente a la prueba del supuesto de exogeneidad de m en el largo plazo con respecto al producto interno bruto real, que implica probar la hipótesis nula $b(1) = 0$ en (22) siendo “ y ” la variable LOGPIBR y “ m ” el logaritmo de las variables monetarias, los resultados del test de Wald no permiten rechazar la hipótesis nula al 5% de significancia, a partir de 2 rezagos en adelante para la base monetaria, M2N y M2, y de 4 rezagos para M1, situación favorable al supuesto de exogeneidad.

A continuación se prueba la proposición de NLP utilizando el mismo procedimiento que en los casos anteriores, sólo que ahora debe cumplirse que $DLP_{ym} = 0$ siendo “ y ” la variable LOGPIBR.

Corriendo las respectivas regresiones con (20) se obtiene las estimaciones de b_k para valores de k comprendidos entre 1 y 28, con intervalos de confianza al 95% (corregidos con la técnica de Newey y West) construidos con la distribución t usando $(72 / k)$ grados de libertad. Los resultados obtenidos (Figuras 9-12) son favorables a la proposición de NLP con respecto al producto interno bruto real, pues para los valores de $k \leq 28$ los intervalos de confianza incluyen al cero, con excepción únicamente de los valores de k comprendidos entre 12 y 15 para el caso de la base monetaria, y entre 10 y 16 para M2N y M2.

Figura No. 9

Con PIB Real y Base Monetaria

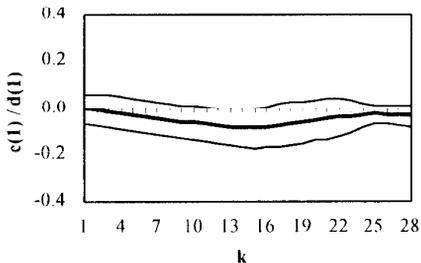


Figura No. 10

Con PIB Real y M1

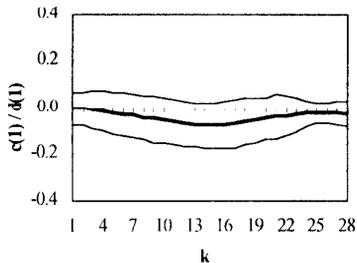


Figura No. 11

Con PIB Real y M2N

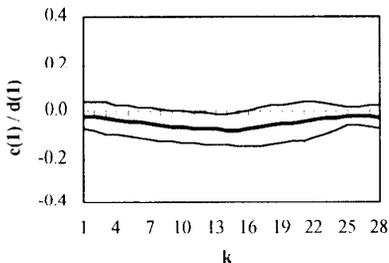
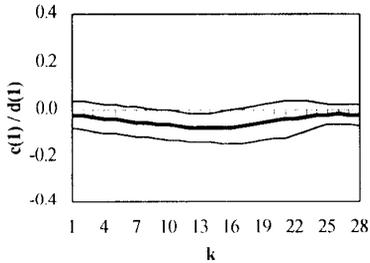


Figura No. 12

Con PIB Real y M2



Además, es importante notar que con todas las variables monetarias se observa que para valores de $k \geq 15$ las estimaciones puntuales de b_k tienden a cero conforme k aumenta, situación que favorece la neutralidad del dinero en el largo plazo. Igualmente destaca el hecho de que la proposición de NLP con respecto al PIB real se cumple aun con los agregados monetarios amplios, esto es, M2N y M2, pues se considera que los agregados que incluyen aspectos de intermediación financiera podrían estar más correlacionados con el producto [Barro (1989) y King y Plosser (1984)]. De otro lado, este resultado no niega en modo alguno la existencia de posibles efectos en el producto que en una perspectiva de corto plazo pueden

provenit de las acciones de política monetaria, a través de los mecanismos de transmisión (canal monetario y canal de crédito).¹⁸

Por su parte, si se toma el resultado de estacionariedad alrededor de una tendencia determinística con quiebres estructurales, obtenido por Fernández y Lara (1998) para la variable LOGPIBR en el período trimestral (1965:1-1997:1), entonces la proposición de NLP se cumple de forma inmediata pues en ese caso la derivada de largo plazo vale cero (Tabla 6). Por lo tanto, la proposición de NLP es consistente tanto con el orden de integración obtenido para LOGPIBR con las pruebas convencionales de raíz unitaria como con el reflejado por la prueba de Zivot y Andrews (1992) con quiebre en la tendencia, que es la que aplicaron Fernández y Lara (1998).

En este punto cabe recordar lo señalado en páginas anteriores referente al hecho de que, con excepción del período correspondiente al patrón oro, no pareció percibirse un período anómalo -entre los años 1927 y 1998- en términos de la relación dinero-producto, que pudiera afectar en forma significativa la prueba de la proposición de NLP.

Por este motivo, con el fin de afinar la prueba de NLP con respecto al producto, se excluye el período 1927-1931 correspondiente al patrón oro, y se vuelve a correr las regresiones con (20) para el período 1932-1998 con el fin de estimar las derivadas de largo plazo respectivas junto con los intervalos de confianza, tal como se procedió anteriormente. Utilizando los mismos criterios aplicados durante el período original, se obtuvieron los mismos órdenes de integración de las variables para el nuevo período. Los resultados obtenidos (Anexo 4 y 5) son muy similares a los del período inicial 1927-1998, lo que vuelve a confirmar el cumplimiento de la proposición de NLP con respecto al producto interno bruto real y nominal.

4.6 Comentarios sobre los Resultados

Los resultados conseguidos mediante la aplicación de la metodología de Fisher y Seater, confirman la hipótesis planteada al inicio de la presente investigación en el sentido de que la economía ecuatoriana no provee evidencia suficiente en contra de

¹⁸ Lafuente (1996) encuentra, para el caso ecuatoriano y el período 1990-1995, indicios de debilidad del canal monetario a través de la inexistencia de causalidad entre la tasa de interés y un índice de actividad económica coyuntural (IDEAC). Vivero et. al. (1998) hallan evidencia favorable a la vigencia del canal de crédito en el Ecuador para el período enero 1990-agosto 1997, pues encuentran que la *prima de financiamiento externo* es causada a la Granger por el volumen de depósitos y causa a la Granger al IDEAC. Sin embargo, reconocen que la política monetaria expansiva no tendría efectos reales de largo plazo.

las implicaciones de la neutralidad del dinero en el largo plazo, bajo la referida metodología.

La proposición de NLP se cumple satisfactoriamente con todos los agregados monetarios utilizados, tanto para precios como para el producto interno bruto real. Al respecto, destaca el hecho de que la proposición de NLP con relación al PIB real se cumple aun con los agregados monetarios amplios (M2N y M2), pues estos agregados incluyen aspectos de intermediación financiera, la cual suele ser dependiente de la actividad económica y podrían incidir en la economía real a través de los mecanismos de transmisión de la política monetaria (canal monetario y canal de crédito). En el caso del producto interno bruto nominal, el cumplimiento es más sólido con los agregados monetarios amplios (M2N y M2). Estos resultados se confirman al excluir el período de patrón oro.

En cuanto a la superneutralidad del dinero en el largo plazo, los órdenes de integración de las variables -obtenidos con las pruebas de raíz unitaria DFA y PP- implican que para analizar el cumplimiento de la proposición de SNLP, hay que previamente probar la condición $c(1) = 0$. Adicionalmente, también se requiere definir un estimador de $c^*(1)/d(1)$ en el dominio de frecuencias, así como se usó el estimador Bartlett del coeficiente de regresión de frecuencia cero para estimar $c(1)/d(1)$. Como esto hubiera complicado y hecho más extensa la investigación, se decidió no probar la SNLP en este trabajo, dejando el tema para ser absuelto por otros estudios.

5. Conclusiones

En esta investigación se ofrece un estudio de la neutralidad monetaria y su contrastación empírica en el largo plazo para la economía ecuatoriana mediante la metodología de Fisher y Seater, la cual define implicaciones de la neutralidad en un contexto ARIMA bivariado no estructural, que dependen de los órdenes de integración tanto del dinero como de la otra variable con la que se prueba la neutralidad. Estos autores deducen pruebas -de forma reducida- de neutralidad y superneutralidad del dinero en el largo plazo, que se basan en los efectos de cambios permanentes en la cantidad de dinero y que no requieren asunciones específicas sobre la estructura subyacente de la economía.

Si bien el tema de la neutralidad del dinero ha recibido mucha atención en la literatura económica y un amplio apoyo de la evidencia empírica, autores como Lucas (1996) reconocen que no está dicha la última palabra. Sin embargo, es innegable que en su tratamiento ha habido un progreso considerable tanto a nivel teórico como empírico. Mientras que en el plano teórico se ha avanzado en términos de rigurosidad y consistencia, a nivel empírico se ha buscado afinar los aspectos de

medición y definición de técnicas estadísticas para sustentar los resultados de los análisis. En esta línea destaca, entre otras, la metodología de Fisher y Seater empleada en el presente trabajo.

Los resultados obtenidos con la aplicación de la metodología referida a la economía ecuatoriana, no permiten rechazar las implicaciones de la proposición de la neutralidad del dinero en el largo plazo con los precios y el producto interno bruto real y nominal. Evidentemente, lo anterior no niega los efectos que en un horizonte de corto plazo puede tener el dinero sobre el sector real de la economía. Sin embargo, aunque del presente estudio no cabe concluir definiciones óptimas de política económica, de alguna manera estos resultados sí favorecen el hecho de que no es posible consolidar un crecimiento sostenido de la economía en el largo plazo con la explotación frecuente de políticas monetarias expansivas, pues a la larga el ajuste se da en los precios.

De otro lado, vale recordar que Fisher y Seater se basan en el supuesto de la exogeneidad del dinero en el largo plazo para la evaluación de las respectivas derivadas de largo plazo. Por lo tanto, queda abierta la posibilidad para que en futuras investigaciones se pruebe la robustez de los resultados aquí obtenidos, con metodologías alternativas que no dependan de este supuesto. Asimismo, queda espacio para los análisis en un contexto multivariado por cuanto es probable que los choques con potenciales efectos sobre el producto en el largo plazo, provengan de múltiples fuentes tales como la tecnología, oferta laboral, salarios, impuestos, entre otras.

Adicionalmente, en el tratamiento empírico-metodológico del tema de la neutralidad del dinero, hay campo también para el desarrollo y afinamiento de metodologías especialmente diseñadas para economías en desarrollo, y de pruebas que incorporen los aspectos estructurales y de corto plazo.

Por lo tanto, es importante ubicar en una dimensión adecuada los resultados aquí obtenidos, sin perder de vista que éstos se enmarcan en una metodología no estructural basada -como todas- en supuestos de construcción e identificación. En este sentido, el presente estudio tan sólo pretende dejar sembrada una semilla de inquietud académica en el campo de los análisis del tema de la neutralidad monetaria.

Bibliografía

- Backus, David K. y Kehoe, Patrick J. (1992), "International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles". *The American Economic Review*, volumen 82, número 4, septiembre, pp. 864-888.
- Banco Central del Ecuador, *Setenta Años de Información Estadística: 1927-1997*. Dirección General de Estudios. Quito, Ecuador. 175 p.
- Banco Central del Ecuador, *Información Estadística Mensual*.
- Baquero, Marco; Lafuente, Danilo, y Valle, Angélica (1999), "Estimaciones de Demanda de Los Principales Agregados Monetarios en el Ecuador: Enero 1992 - Junio 1998". Quito, Banco Central del Ecuador, Dirección General de Estudios. *Notas Técnicas de la Dirección de Investigaciones Económicas*, número 52, enero, 27 p.
- Barro, Robert J. (1989), "Introduction" en Barro, R. J., ed., *Modern Business Cycle Theory*. Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press; pp. 1- 15.
- Barro, Robert J. (1997), *Macroeconomics*. Quinta Edición. Massachusetts, The MIT Press; 867 p.
- Bernanke, Ben S. (1983), "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression", en Mankiw, N. G. y Romer, D., eds., *New Keynesian Economics: Volume 2: Coordination Failures and Real Rigidities*. Cambridge, Massachusetts, The MIT Press, 1991; pp. 293-324.
- Boschen, John F. y Mills, Leonard O. (1995), "Tests of long-run neutrality using permanent monetary and real shocks". *Journal of Monetary Economics*, volumen 35, número 1, febrero, pp. 25-44.
- Boschen, John F. y Otrók, Christopher M. (1994), "Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment". *The American Economic Review*, volumen 84, número 5, diciembre, pp. 1470-1473.
- Carstens, Agustín y Reynoso, Alejandro (1997), "Alcances de la política monetaria: marco teórico y regularidades empíricas en la experiencia mexicana". *Gaceta de Economía ITAM*, año 3, número 5, suplemento, otoño, pp. 13-57.
- Dwyer, Gerald P., Jr., y Hafer, R. W. (1988), "Is money irrelevant?". *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*. volumen 70. mayo/junio. pp. 3-17.

- Fernández, Gabriela y Lara, Consuelo (1998), "Los Shocks Exogenos y El Crecimiento Económico del Ecuador". Quito, Banco Central del Ecuador, Dirección General de Estudios. *Notas Técnicas de la Dirección de Investigaciones Económicas*, número 48, junio, 49 p.
- Fisher, Mark E. y Seater, John J. (1993), "Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework". *The American Economic Review*, volumen 83, número 3, junio, pp. 402-415.
- Geweke, John (1982), "Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series". *Journal of the American Statistical Association: Theory and Methods Section*, volumen 77, número 378, junio, pp. 304-313.
- Geweke, John (1986), "The Superneutrality of Money in the United States: An Interpretation of the Evidence". *Econométrica*, volumen 54, número 1, enero, pp. 1-21.
- Harris, Laurence (1985), *Teoría Monetaria*. Primera edición en español. México, Fondo de Cultura Económica; 583 p.
- Haug, Alfred A. y Lucas, Robert F. (1997), "Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework: Comment". *The American Economic Review*, volumen 87, número 4, septiembre, pp. 756-759.
- Jijón, E. Armando (1999), *La Neutralidad Monetaria en el Largo Plazo en un Contexto ARIMA: Una Aplicación al Caso Ecuatoriano*. México, D.F., Instituto Tecnológico Autónomo de México, Tesis de Maestría en Economía; 85 p.
- King, Robert G. y Plosser, Charles I. (1984), "Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle". *The American Economic Review*, volumen 74, número 3, junio, pp. 363-380.
- King, Robert y Watson, Mark W. (1992), "Testing Long Run Neutrality". *USA, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper Series*, Working Paper No. 4156, septiembre; 28 p.
- King, Robert G. y Watson, Mark W. (1997), "Testing Long-Run Neutrality". *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, volumen 83, número 3, verano, pp. 69-101.

- Kormendi, Roger C. y Meguire, Philip G. (1985), "Macroeconomic Determinants of Growth: Cross-country Evidence". *Journal of Monetary Economics*, volumen 16, número 2, septiembre, pp. 141-163.
- Lafuente, Danilo (1996), "Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria: 1990-1995". Quito, Banco Central del Ecuador, Dirección General de Estudios. *Notas Técnicas de la Dirección de Investigaciones Económicas*, número 33, agosto, 44 p.
- Lucas, Robert E., Jr. (1972), "Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis", en Lucas, R. E., Jr. *Studies in Business-Cycle Theory*. USA, The MIT Press, 1981. pp. 90-103.
- Lucas, Robert E., Jr. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique", en Lucas, R. E., Jr. *Studies in Business-Cycle Theory*. USA, The MIT Press, 1981. pp. 104-129.
- Lucas, Robert E., Jr (1980), "Two Illustrations of the Quantity Theory of Money". *The American Economic Review*, volumen 70, número 5, diciembre, pp. 1005-1014.
- Lucas, Robert E., Jr. (1996), "Nobel Lecture: Monetary Neutrality". *Journal of Political Economy*, volumen 104, número 4, agosto, pp. 661-682.
- Lumsdaine, Robin L. y Papell, David H. (1997), "Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis". *The Review of Economics and Statistics*, volumen 79, número 2, mayo, pp. 212-218.
- McCallum, Bennett T. (1984), "On Low-Frequency Estimates of Long Run Relationships in Macroeconomics". *Journal of Monetary Economics*, volumen 14, número 1, julio, pp. 3-14.
- McCallum, Bennett T. (1990), "Inflation: Theory and Evidence", en B. M. Friedman y F. H. Hahn, eds., *Handbook of Monetary Economics*. North-Holland, Amsterdam. Volumen II, capítulo 18, pp. 963-1012.
- McCandless, George T., Jr. y Weber, Warren E. (1995), "Some Monetary Facts". *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Summer, pp. 2-11.
- Mills, Terence C. (1982), "Signal Extraction and Two Illustrations of the Quantity Theory". *The American Economic Review*, volumen 72, número 5, diciembre, pp. 1162-1168.

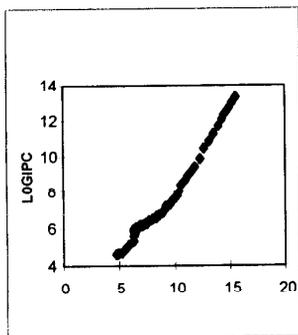
- Moosa, Imad A. (1997), "Testing the long-run neutrality of money in a developing economy: the case of India". *Journal of Development Economics*, volumen 53, número 1, junio, pp. 139-155.
- Nazmi, Nader (1998), "Modelos Dinámicos de la Demanda de Dinero para el Ecuador". Quito, Banco Central del Ecuador, Dirección General de Estudios. *Notas Técnicas de la Dirección de Investigaciones Económicas*, número 50, octubre, 28 p.
- Nazmi, Nader y Fierro, Virginia (1999), "Reglas de Política Monetaria y Meta Inflacionaria: Ecuador y Chile en Perspectiva". Quito, Banco Central del Ecuador, Dirección General de Estudios. *Notas Técnicas de la Dirección de Investigaciones Económicas*, número 53, enero, 26 p.
- Newey, Whitney K. y West, Kenneth D. (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". *Econometría*, volumen 55, número 3, mayo, pp. 703-708.
- Oleas, Julio (1995), "El Segundo Patrón Oro en el Ecuador: Agosto de 1927 - Febrero de 1932". Quito, Banco Central del Ecuador, Dirección General de Estudios. *Revista Ecuatoriana de Historia Económica*, número 11, primer semestre, 89 p.
- Pakko, Michael R. (1994), "Inflation and Money Growth in the Former Soviet Union". *International Economic Conditions*, (February):1. Research and Public Information Division, Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Perron, Pierre (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica*, volumen 57, número 6, noviembre, pp. 1361-1401.
- Poirier, Dale J. (1991), "A Bayesian View of Nominal Money and Real Output through a New Classical Macroeconomic Window". *Journal of Business & Economic Statistics*, volumen 9, abril, pp. 125-148.
- Poole, William (1994), "Keep the M in Monetary Policy". *Jobs & Capital*, volumen 3 (Winter), pp. 2-5. Milken Institute for Job & Capital Formation.
- Rolnick, Arthur J., y Weber, Warren E. (1994), "Inflation, Money, and Output under Alternative Monetary Standards". *Research Department Staff Report 175*. Federal Reserve Bank of Minneapolis.

- Sargent, Thomas J. (1971), "A Note on the 'Accelerationist' Controversy". *Journal of Money, Credit and Banking*, volumen 3, agosto, pp. 721-725.
- Serletis, Apostolos y Kostas, Zisimos (1998), "International Evidence on the Neutrality of Money". *Journal of Money, Credit, and Banking*. Volumen 30, número 1, febrero, pp. 1-25.
- Serletis, Apostolos y Krause, David (1996), "Empirical evidence on the long-run neutrality hypothesis using low-frequency international data". *Economics Letters*, volumen 50, número 3, marzo, pp. 323-327.
- Vivero, Patricio; Fernández, Gabriela; Lafuente, Danilo, y Pérez, Wilson (1998), "El Canal de Crédito: Una Primera Aproximación al Caso Ecuatoriano". Quito, Banco Central del Ecuador, Dirección General de Estudios. *Notas Técnicas de la Dirección de Investigaciones Económicas*, número 46, abril, 27 p
- Vogel, Robert C. (1974), "The Dynamics of Inflation in Latin America, 1950-1969". *The American Economic Review*, volumen 64, número 1, marzo, pp. 102-114.
- Zivot, E. y Andrews, D. W. K. (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis". *Journal of Business and Economic Statistics*, volumen 10, número 3, pp. 251-270.

Anexo No. 1

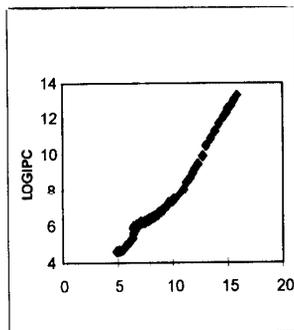
Ecuador: Gráficos LOGIPC vs. LOG de Variables Monetarias

LOGIPC vs LOGBM
Período: 1939-1998



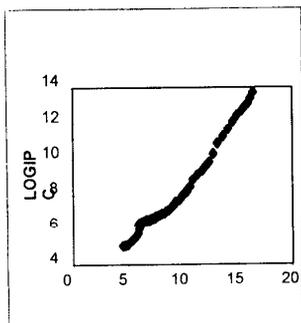
LOGBM

LOGIPC vs LOGM1
Período: 1939-1998



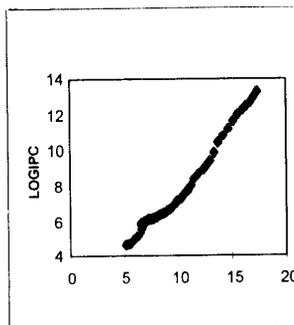
LOGM1

LOGIPC vs LOGM2N
Período: 1939-1998



LOGM2N

LOGIPC vs LOGM2
Período: 1939-1998

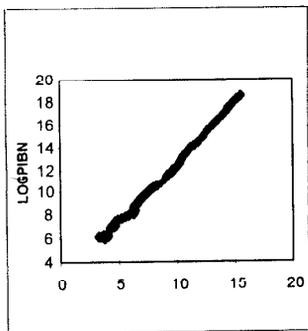


LOGM2

Anexo No. 2

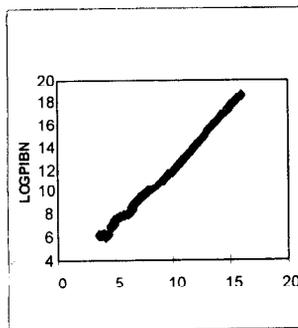
Ecuador: Gráficos LOGPIBN vs. LOG de Variables Monetarias

LOGPIBN vs LOGB
Período: 1927-1998



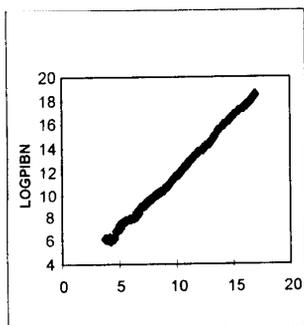
LOGBM

LOGPIBN vs LOGM1
Período: 1927-1998



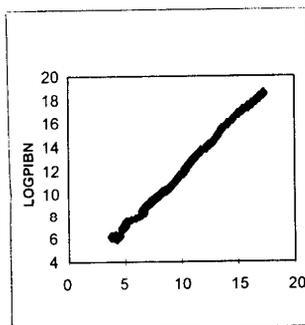
LOGM1

LOGPIBN vs LOGM2
Período: 1927-1998



LOGM2N

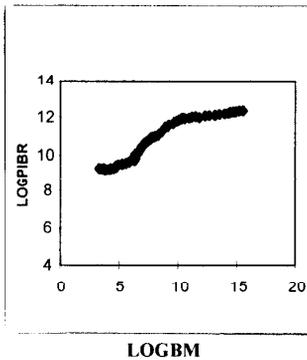
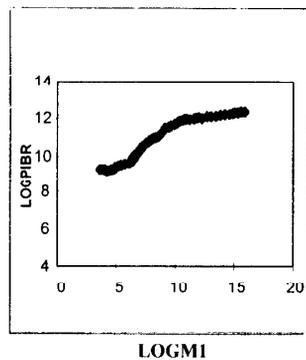
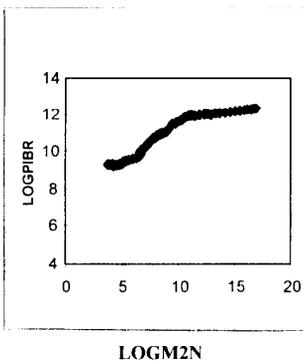
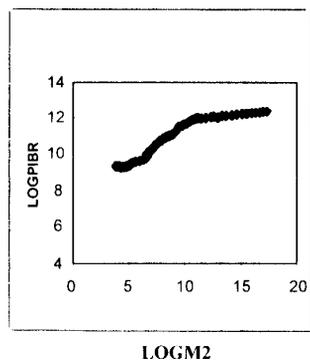
LOGPIBN vs LOGM2
Período: 1927-1998



LOGM2

Anexo No. 3

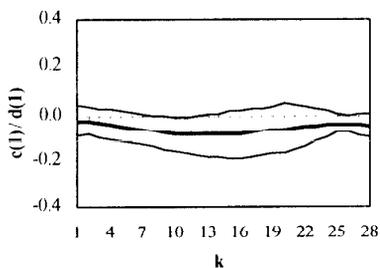
Ecuador: Gráficos LOGPIBR vs. LOG de Variables Monetarias

LOGPIBR vs LOGBM
Período: 1927-1998**LOGPIBR vs LOGM1**
Período: 1927-1998**LOGPIBR vs LOGM2N**
Período: 1927-1998**LOGPIBR vs LOGM2**
Período: 1927-1998

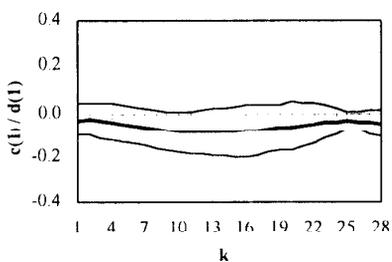
Anexo No. 4

Prueba de la Proposición de NLP con el PIB Real excluyendo el Período del Patrón Oro

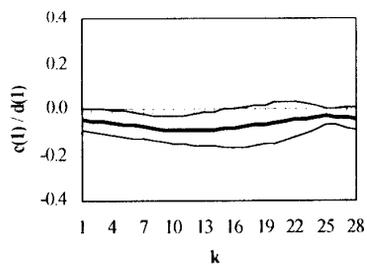
Con PIB Real y Base Monetaria



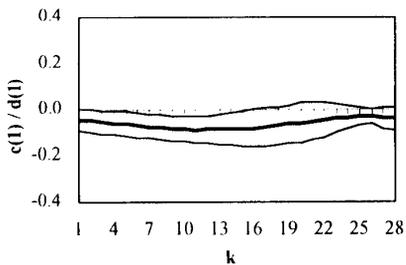
Con PIB Real y M1



Con PIB Real y M2N



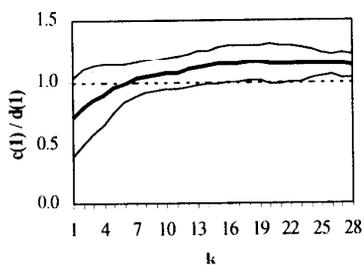
Con PIB Real y M2



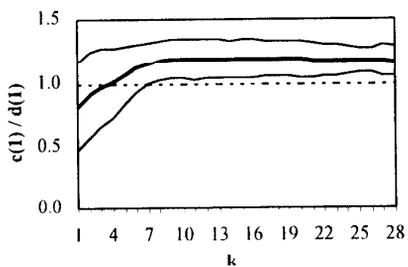
Anexo No. 5

Prueba de la Proposición de NLP con el PIB Nominal excluyendo el Período del Patrón Oro

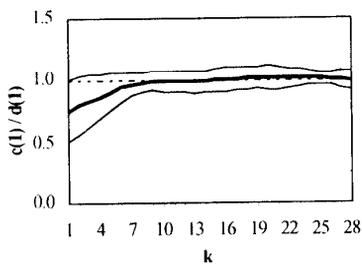
Con PIB Nominal y Base Monetaria



Con PIB Nominal y M1



Con PIB Nominal y M2N



Con PIB Nominal y M2

