

Análisis del Ciclo Económico Colombiano desde la Teoría Austriaca

Sebastián Gómez Cardona Código 200410003101

Práctica Investigativa I

Asesor: Alberto Jaramillo Jaramillo

1. Resumen

En este trabajo se exponen algunos aspectos de la teoría económica austriaca, en especial los que se refieren al Ciclo Económico, basado en el libro “Precios y Producción” de Hayek (Hayek, 1996) y los *papers* de Mulligan y Keeler (Keeler, 2001; Mulligan 2006).

A continuación se presenta un VECM para el caso colombiano con las variables Consumo y M1 en el periodo 1977-2006, esperando contrastar la teoría Austriaca con la economía colombiana.

El documento está organizado como sigue: primero se presenta una aproximación teórica a la teoría austriaca del ciclo económico, luego se presentan los datos y los procedimientos que se hicieron para obtener las series finales, por último se presentan los resultados del VECM.

2. Aproximación Teórica

De manera muy general se podría decir que la teoría Austriaca del Ciclo económico se basa en la idea de la no neutralidad del dinero, y en que, por tanto, la expansión monetaria genera un crecimiento insostenible de la economía. Para ilustrar este punto, (Hayek, 1996), considere una comunidad pesquera que genera bienes para su consumo si decidieran crear más elementos para pescar, sin disminuir su tiempo de ocio, su producción de bienes de consumo se vería disminuida hasta que terminen los utensilios que les permitirán mejorar la cantidad de pescados. La caída del consumo es el préstamo que los pescadores se hacen a sí mismos para financiar la construcción y, el aumento del consumo sobre los niveles originales permite devolver el préstamo con intereses. (Se equilibra la producción de barcas con la de la pesca para no morir de hambre), lo que lleva a pensar que: “En condiciones de pleno empleo, una bajada significativa y duradera del tipo de interés desplazaría recursos productivos desde la elaboración de bienes de consumo hacia la de bienes de equipo, ocasionando respectivamente una reducción y un aumento de la proporción que unos y otros bienes representan en el agregado de bienes y servicios producidos por unidad de tiempo” (Hayek, 1996). Esto, como se explicará más adelante, es insostenible a no ser que esté acompañado por un ahorro voluntario de los agentes económicos.

Ahora puede analizarse cómo se pasa de una producción menos capitalista a una más capitalista, es decir, industrias en las que el proceso productivo tome más tiempo.

En este caso la demanda de bienes de producción con relación a los de consumo aumenta, lo cual puede ocurrir mediante dos formas:

- Cambio en el volumen de ahorro voluntario. En este caso disminuye el precio de una unidad de factor productivo, pero una unidad de bien de consumo caerá en proporción mayor.
- Cambio en la cantidad de dinero que pueda alterar fondos de empresarios.

Hayek en (Hayek, 1996) muestra de la siguiente forma por qué algunos bienes de producción que se utilizaban en un estadio productivo, se utilizan después de forma más rentable en otro. Para esto es necesario hacer una diferencia entre bienes “específicos” y “no específicos”, siendo los primeros los que se pueden utilizar en un estadio de la producción mientras los segundos pueden utilizarse en otros, ya sean posteriores o anteriores.

Es claro que lo que ocasiona diferentes rendimientos en bienes de igual tipo en diferentes estadios es el precio del producto de dichos estadios. Para ello se hace necesario estudiar cómo es la relación entre márgenes de precios (ingresos - gastos) y sumas pagadas como interés en una transición de un estado de equilibrio a otro, puesto que en uno de ellos, estas cantidades coinciden. La metodología que se utilizará para esto es partir de cambios en la magnitud relativa de la demanda de bienes de consumo y de producción y examinar efectos sobre precios de bienes individuales y los tipos de interés.

El primer caso es suponer que se ahorra dinero. Esto genera un aumento en el precio de los bienes de producción y una disminución en los de consumo. Esto hace que en el penúltimo estadio de la producción se sentirá de forma más aguda la caída de los bienes de consumo. Por tanto el producto de este estadio cae, pero no tanto como los de consumo y por tanto se achican los márgenes en estos estadios de producción y se desvían fondos a estadios anteriores. Es claro entonces que el incremento del precio del producto de cualquier estadio proporciona ventaja extra a la producción del estadio anterior.

El efecto de lo anterior será que los márgenes de precios entre los estadios productivos habrán disminuido en todas partes a través de la caída en los precios en los estadios posteriores y subida en estadios anteriores. Esto hará que los bienes no específicos vayan a estadios cada vez más anteriores hasta que se igualen beneficios en todos los estadios.

Lo anterior permitirá incluso empezar la producción en estadios nuevos y más distantes, con lo que se aumentaría el tiempo y la longitud absoluta (número de estadios). Además los precios de los bienes no específicos han aumentado de precios, mientras que los de los bienes específicos han disminuido.

En qué medida y en qué proporción se afectan los precios de diferentes factores por un cambio en el interés, depende de los estados donde pueda utilizarse y el perfil de sus curvas de producción marginal en esos estadios. Por ejemplo, el precio de un factor que sirva para los primeros estadios y con productividad marginal que cae lentamente aumentará más que el de uno que se asigna a estadios tardíos o con productividad marginal en estadios anteriores que disminuye muy rápidamente. Lo que explica el cambio en los precios relativos de productos intermedios de estadios sucesivos es esta diferencia entre los cambios de precios de los diferentes factores.

Estos cambios en los precios relativos definitivos sólo es estable cuando se hayan desplazado los bienes; y el tipo de interés es el medio por el que el efecto último esperado sobre los precios relativos se hace sentir; si los

empresarios tienen expectativas correctas sobre las variaciones de tales precios, el nuevo tipo de interés se corresponderá con el sistema de márgenes de precios que se establecerá en definitiva.

Ahora hay que analizar qué sucede cuando se inyecta dinero.

Si se hace préstamos para compra de bienes de producción quiere decir que el interés está por debajo de lo natural el suficiente tiempo para hacer rentable el dinero. Además estas empresas tendrán más rentabilidad relativa.

Cuando se pasan bienes no específicos a estadios anteriores bajan sus productos y aumentan sus precios, por tanto, como no hay ahorro se reduce involuntariamente el consumo. Además, como empresarios tienen más dinero aumenta la renta de los asalariados lo que aumenta a su vez la demanda de bienes de consumo y por tanto los precios de los bienes de consumo. Esto hará que haya un cambio nuevo y en sentido inverso de la proporción entre la demanda de bienes de consumo y producción a favor de los primeros. Esto significa un retorno a métodos más breves si no se da dinero mediante préstamos a productores, quienes están más dispuestos a endeudarse. Pero este proceso inflacionario se detiene porque los bancos no tienen dinero para prestar para siempre, y lo que sucederá es algo similar a si se diera crédito a consumidores.

En el caso mencionado, disminuye la longitud de los procesos y se moverán bienes hacia estadios posteriores. Los bienes específicos serán abandonados y bajarán sus precios, haciendo que su producción se detenga.

El hecho es que los empresarios vacilarán en acortar la producción. El mensaje es claro (Hayek, 1996): “el aumento de nuestro consumo per cápita, el aumento de nuestro nivel de vida exige la aplicación de métodos de producción más capitalistas intensivos que son los únicos que pueden producirnos esa mayor cantidad de bienes de consumo por cabeza y la aplicación de estos métodos de producción más indirectos, más prolongados en el tiempo, sólo es posible si previamente hemos ahorrado lo suficiente para cubrir ese periodo”. En palabras del propio Hayek: “la única vía para “movilizar” todos los recursos disponibles de manera permanente es no recurrir a estimulantes artificiales –sea durante la crisis o después de ella- sino dejar que el tiempo lleve a cabo una cura permanente mediante el lento proceso de adaptación de la estructura productiva a los medios disponibles”.

3. Datos

Los datos necesarios para el trabajo empírico son: consumo y m_1 , aunque se ha incluido la posibilidad de trabajar también con la base monetaria y la tasa de interés natural.

El consumo se obtuvo del Departamento Nacional de Planeación (www.dnp.gov.co) para el periodo 1977-1994 a precios constantes de 1977, para el periodo 1994-2003 se obtuvieron los datos del Departamento Administrativo Nacional de Estadística, los cuales estaban trimestrales, desestacionalizados y a precios constantes de 1994. Las dos series obtenidas debieron ser empalmadas por el cambio en las mediciones introducido en el país desde el año 1994. Para esto se consideraron dos posibilidades: realizar un empalme

como lo hace GRECO (Grupo de Estudios del Crecimiento Económico Colombiano) con el PIB o encontrando las tasas de crecimiento real para el periodo 1977-1994 y con el dato del primer trimestre de 1994 encontrar los anteriores.

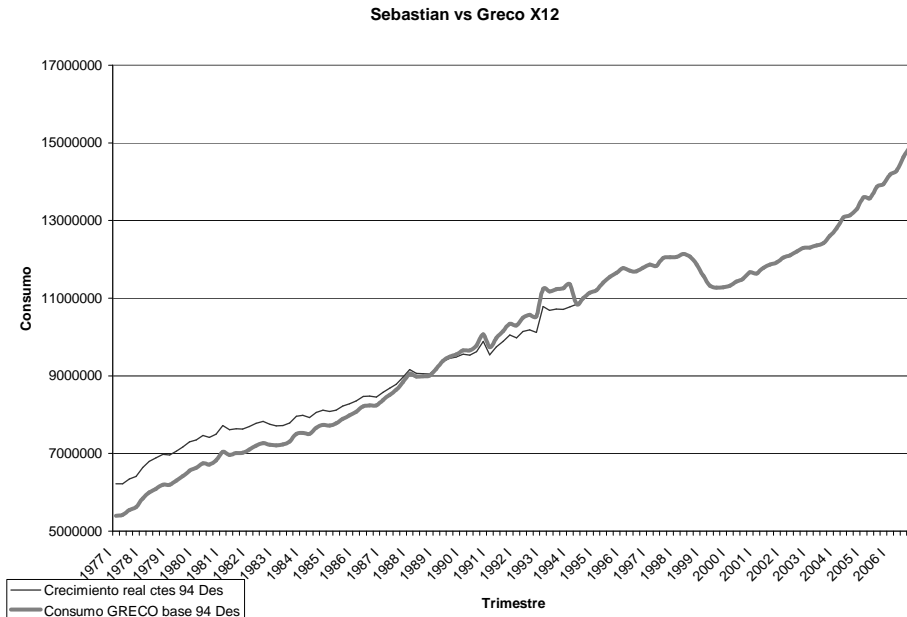


Figura 1: Empalme del Consumo¹

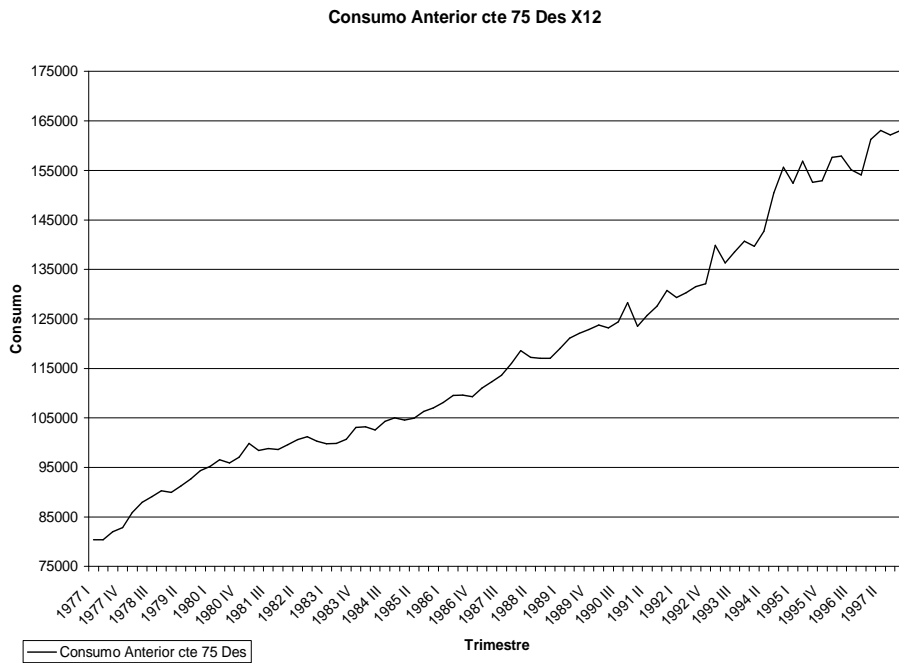


Figura 2: Consumo a precios constantes de 1977 periodo 1977-1997

¹ Todas las series presentadas están desestacionalizadas con el Censu X12 en Eviews, porque esta fue la metodología utilizada por el DANE en el periodo 1994-2003.

Como se puede ver en la figura 1, en el año 1994 el empalme GRECO presenta una caída muy grande que no existe en la serie presentada en la figura 2, esta fue la razón principal para escoger la serie empalmada mediante tasas de crecimiento reales.

Esta metodología consiste en encontrar las tasas de crecimiento reales

$$r_t = \frac{C_t}{C_{t-1}} \quad t = 1977:2, \dots, 1994:1$$

Luego de lo cual se encuentra el valor

$$C_{t-1} = \frac{C_t}{r_t} \quad t = 1977:2, \dots, 1994:1$$

Los valores encontrados de la anterior forma están a precios constantes de 1994, luego de lo cual se desestacionalizó la serie para este periodo y se empalmó con el periodo 1994-2003.

El M1 y la Base Monetaria se encontraron mensuales en www.dnp.gov.co y www.banrep.gov.co respectivamente, sin embargo también fue necesario desestacionalizarlas.

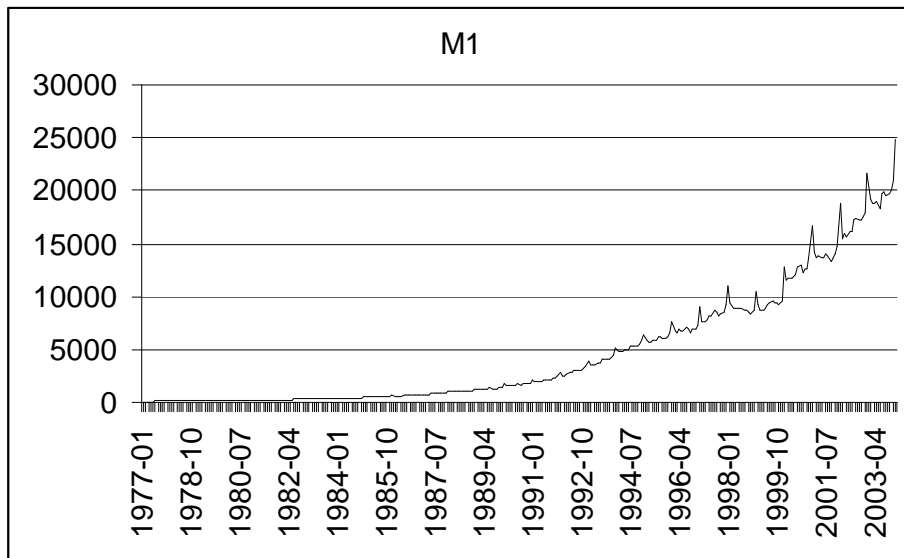


Figura 10: M1 estacional 1977-2003 en miles de millones

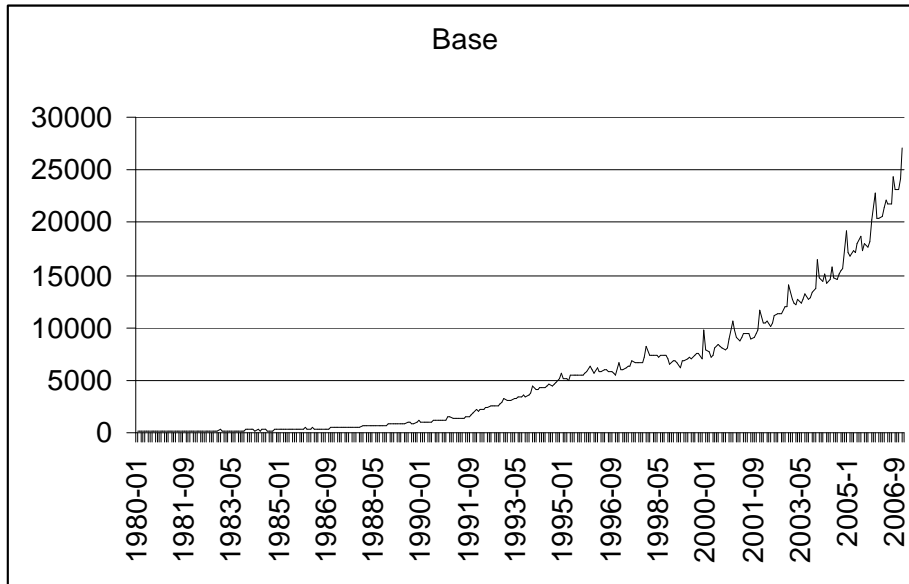


Figura 11: Base estacional 1980-2006 en miles de millones

Para desestacionalizar estas series se utilizó el Census X12 (para utilizar la misma metodología en todas las series), obteniendo las series presentadas en las figuras 12 y 13.

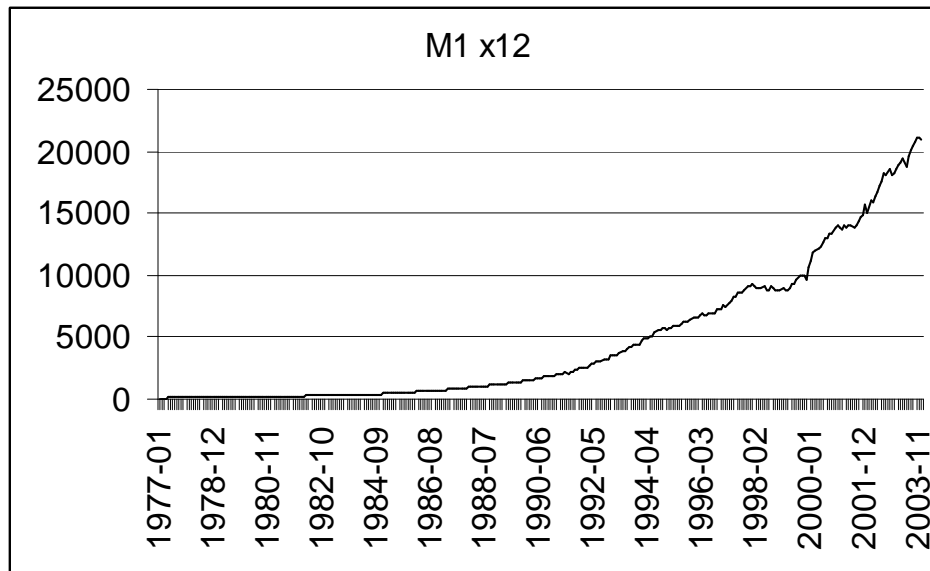


Figura 12: M1 desestacionalizada 1977-2003 en miles de millones

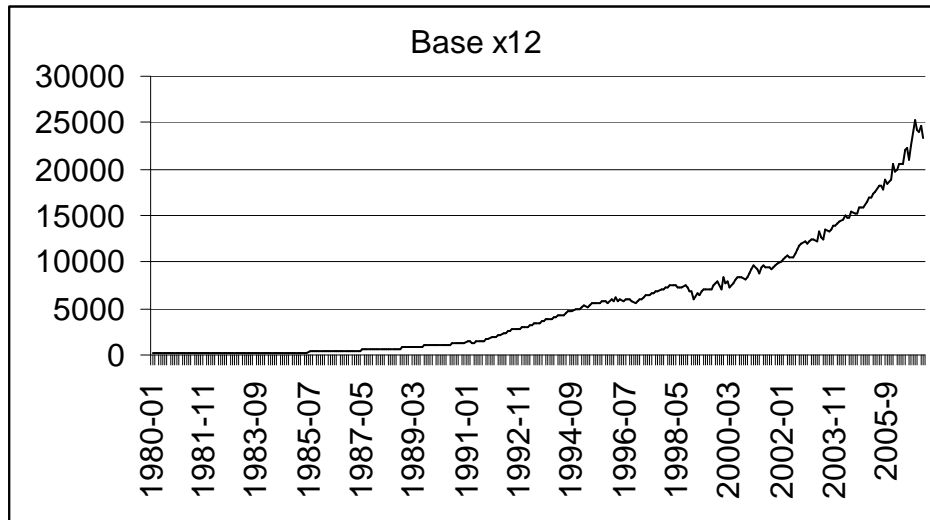


Figura 13: Base desestacionalizada 1980-2006 en miles de millones

Sin embargo, como las series están mensuales es necesario trimestralizarlas, lo cual se hizo tomando un promedio simple de los tres meses correspondientes al trimestre, en las figuras 14 y 15 se ve que con este método de agrupación no se pierde el comportamiento de la serie.

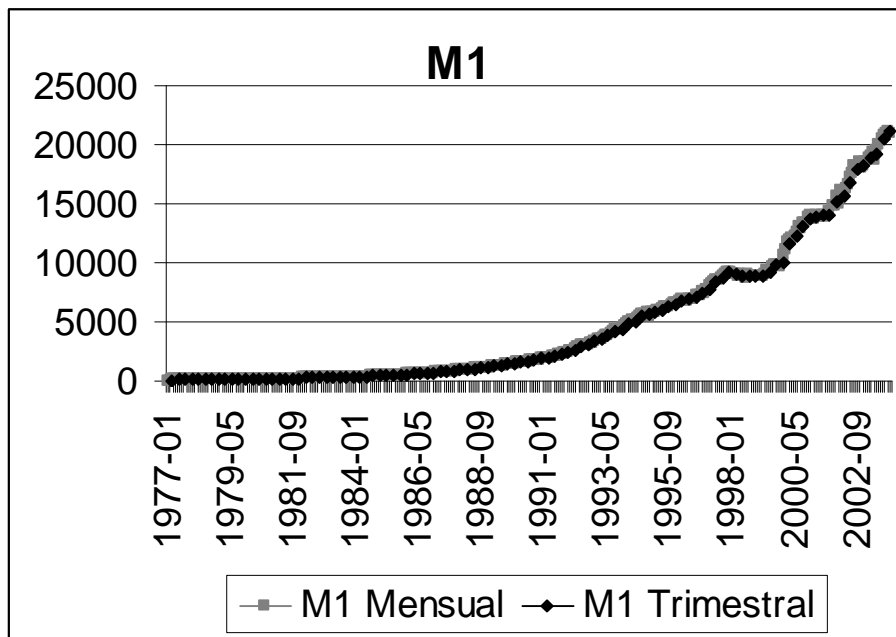


Figura 14: M1 1977-2003 en miles de millones

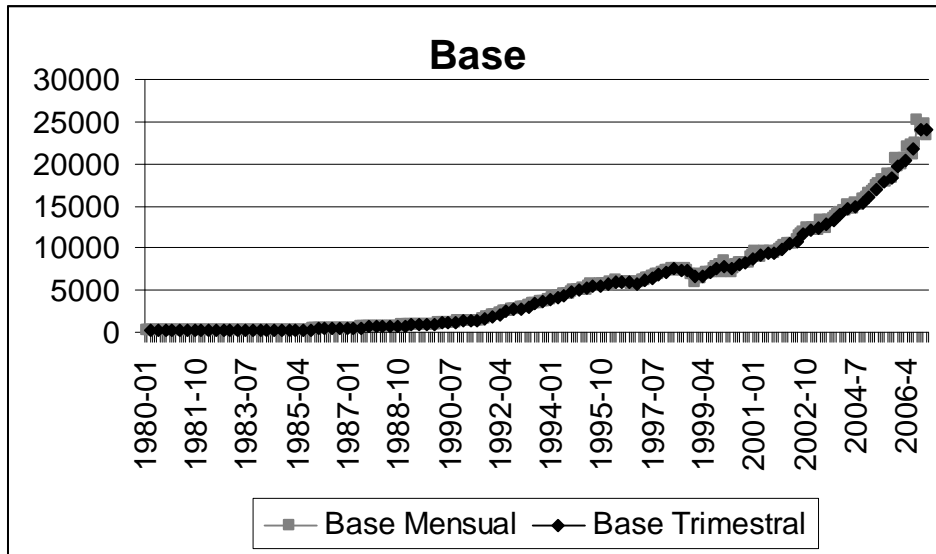


Figura 15: Base 1980-2006 en miles de millones

4. Metodología

Siguiendo el paper de (Mulligan, 2006) se busca contrastar la teoría austriaca según la cual una expansión monetaria aumenta el consumo en el corto plazo, pero lo disminuye en el largo plazo. Para esto se utilizará un VECM, en el que se pueden estimar tanto las relaciones de largo como de corto plazo.

Para poder estimar un VECM se necesita que las series sean integradas del mismo orden y que estén cointegradas.

Para el test de cointegración se pueden seguir dos metodologías: la de Engle y la de Johansen.

4.1. Pruebas de Raíces Unitarias

Las variables son: consumo, M1 y Base, todas ellas en logaritmos naturales.

4.1.1. Consumo

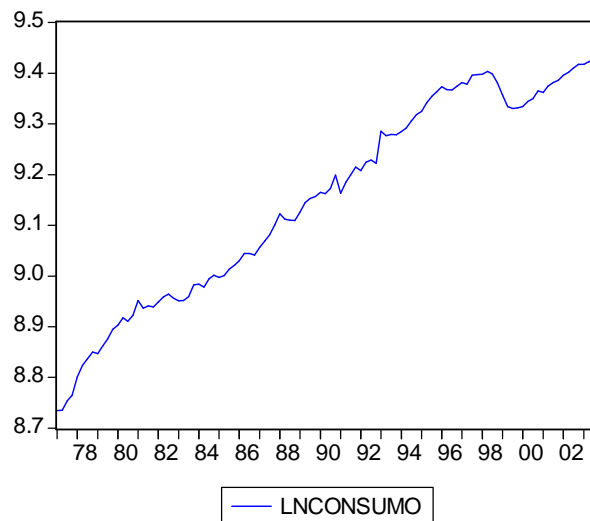


Figura 16: Consumo, logaritmo de miles millones

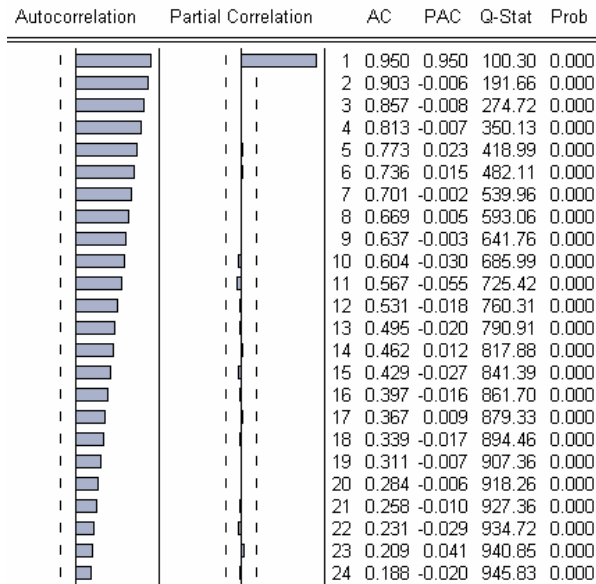


Figura 17: Correlograma y Correlograma Parcial del logaritmo del Consumo

4.1.1.1. Test de Dolado:

Null Hypothesis: LNCONSUMO has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.951672	0.6204
Test critical values:		
1% level	-4.046072	
5% level	-3.452358	
10% level	-3.151673	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMO(-1)	-0.057111	0.029263	-1.951672	0.0537
C	0.513308	0.257718	1.991745	0.0490
@TREND(1977Q1)	0.000295	0.000190	1.549484	0.1243

Gamma es cero porque $0.62 > 0.05$ y el coeficiente de la tendencia es cero porque $1.54 < 2.79$.

Null Hypothesis: LNCONSUMO has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.169916	0.2185
Test critical values:		
1% level	-3.492523	
5% level	-2.888669	
10% level	-2.581313	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMO(-1)	-0.012669	0.005838	-2.169916	0.0323
C	0.122542	0.053440	2.293069	0.0238

Gamma es cero porque $0.21 > 0.05$ y el término independiente es cero porque $2.29 < 2.54$

Null Hypothesis: LNCONSUMO has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	5.472431	1.0000
Test critical values:		
1% level	-2.586753	
5% level	-1.943853	
10% level	-1.614749	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMO(-1)	0.000716	0.000131	5.472431	0.0000

Gamma es cero porque $1 > 0.05$, luego el logaritmo del consumo no es estacionario.

4.1.1.2. KPSS y Phillips-Perron

Null Hypothesis: LNCONSUMO is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 8 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.195490
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Según el test KPSS el logaritmo consumo no es estacionario.

Null Hypothesis: LNCONSUMO has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.951266	0.6206
Test critical values:		
1% level	-4.046072	
5% level	-3.452358	
10% level	-3.151673	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Según el test de Phillips-Perron el logaritmo del consumo no es estacionario

4.1.2. Primera diferencia del consumo

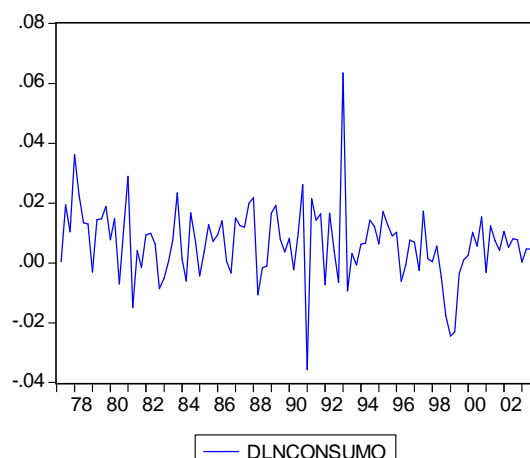


Figura 18: Diferencia del logaritmo del Consumo

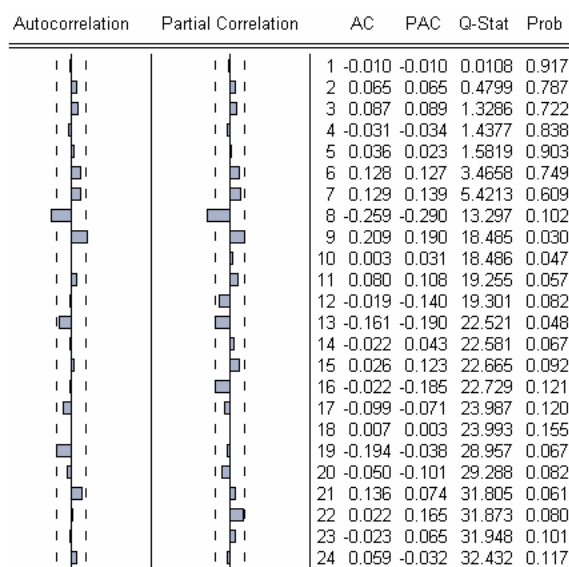


Figura 19: Correlograma y Correlograma Parcial de la diferencia del logaritmo del Consumo

4.1.2.1. Test de Dolado

Null Hypothesis: D(LNCONSUMO) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.62451	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.046925	
5% level	-3.452764	
10% level	-3.151911	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Gamma no es cero porque $0 < 0.05$, luego la primera diferencia es estacionaria.

4.1.2.2. KPSS y Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LNCONSUMO) is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.066423
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: D(LNCONSUMO) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-10.62336	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.046925	
5% level	-3.452764	
10% level	-3.151911	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Según los tests KPSS y Phillips-Perron la primera diferencia es estacionaria, por tanto el logaritmo del consumo es $I(1)$.

4.1.3. M1

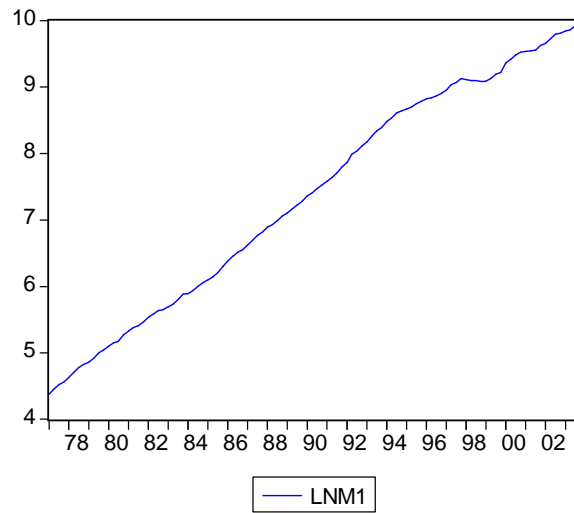


Figura 20: Logaritmo del M1

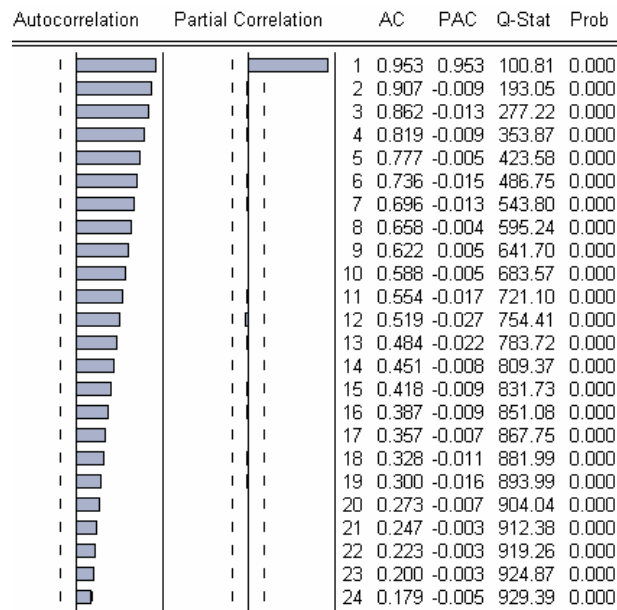


Figura 21: Correlograma y Correlograma Parcial del logaritmo del M1

4.1.3.1. Test de Dolado

Null Hypothesis: LNM1 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.617405	0.9757
Test critical values:		
1% level	-4.048682	
5% level	-3.453601	
10% level	-3.152400	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNM1(-1)	-0.010777	0.017456	-0.617405	0.5384
D(LNM1(-1))	0.214384	0.100371	2.135930	0.0352
D(LNM1(-2))	0.239449	0.101773	2.352778	0.0206
D(LNM1(-3))	-0.053791	0.102734	-0.523597	0.6017
C	0.086752	0.074949	1.157482	0.2499
@TREND(1977Q1)	0.000442	0.000959	0.460504	0.6462

Gamma es cero, $0.97 > 0.05$ y el coeficiente de la tendencia es cero, $0.46 < 2.79$

Null Hypothesis: LNM1 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.756594	0.4000
Test critical values:		
1% level	-3.494378	
5% level	-2.889474	
10% level	-2.581741	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNM1(-1)	-0.002772	0.001578	-1.756594	0.0821
D(LNM1(-1))	0.209296	0.099363	2.106384	0.0377
D(LNM1(-2))	0.230755	0.099608	2.316638	0.0226
D(LNM1(-3))	-0.064069	0.099880	-0.641463	0.5227
C	0.052986	0.015461	3.427115	0.0009

Gamma es cero, $0.4 > 0.05$ y el término independiente es diferente de cero, $3.42 > 2.54$.

Gamma es cero utilizando la distribución normal, $1.75 < 1.96$.

La serie no es estacionaria.

4.1.3.2. KPSS y Phillips-Perron

Null Hypothesis: LNM1 is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 9 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.208669
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: LNM1 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.291694	0.9900
Test critical values:		
1% level	-4.046072	
5% level	-3.452358	
10% level	-3.151673	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Según los tests KPSS y Phillips-Perron la serie no es estacionaria.

4.1.4. Primera Diferencia del M1

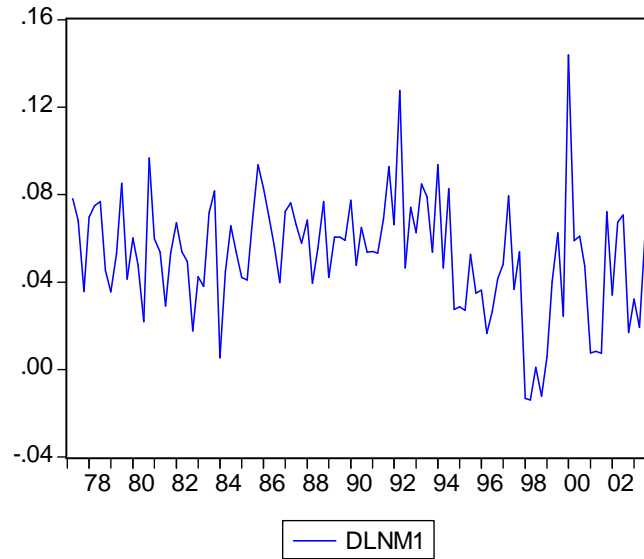


Figura 22: Diferencia del logaritmo del M1

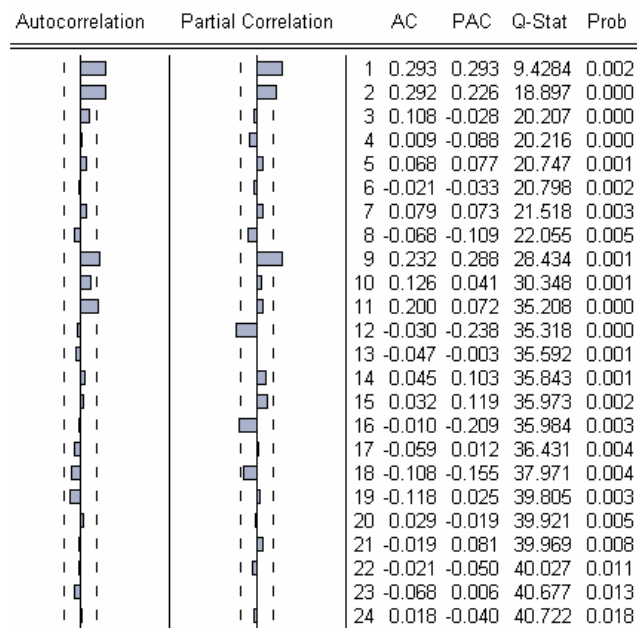


Figura 23: Correlograma y Correlograma Parcial de la diferencia del logaritmo del M1

4.1.4.1. Test de Dolado

Null Hypothesis: D(LNM1) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.720252	0.0012
Test critical values:		
1% level	-4.048682	
5% level	-3.453601	
10% level	-3.152400	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNM1(-1))	-0.629880	0.133442	-4.720252	0.0000
D(LNM1(-1),2)	-0.161825	0.125972	-1.284606	0.2019
D(LNM1(-2),2)	0.066789	0.100239	0.666302	0.5068
C	0.040893	0.009984	4.095832	0.0001
@TREND(1977Q1)	-0.000148	8.68E-05	-1.705910	0.0912

Gamma no es cero, por tanto la primera diferencia del lnm1 no tiene raíz unitaria.

4.1.4.2. KPSS y Phillips-Perron

Null Hypothesis: D(LNM1) is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 4 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.139350
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: D(LNM1) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.844503	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.046925	
5% level	-3.452764	
10% level	-3.151911	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

La serie es estacionaria tanto para el test KPSS como el Phillips-Perron.

4.1.5. Base Monetaria

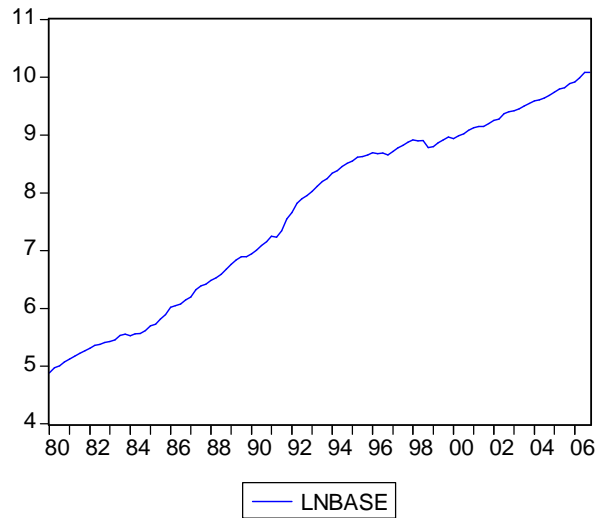


Figura 24: Logaritmo de la base

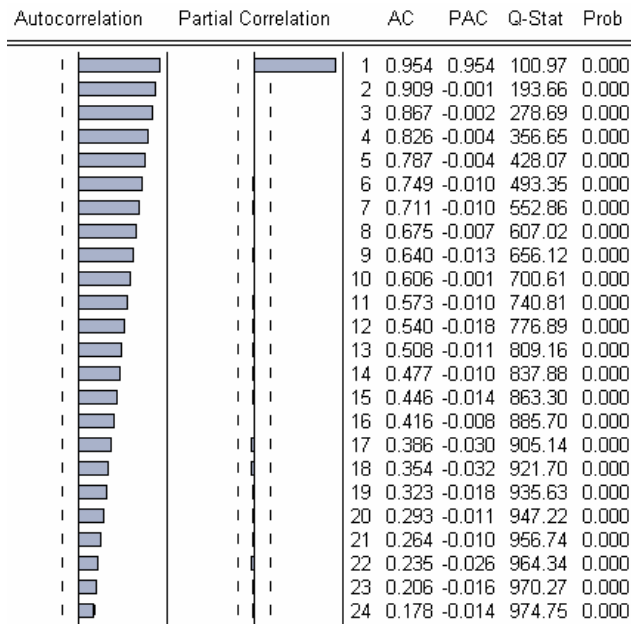


Figura 23: Correlograma y Correlograma Parcial del logaritmo de la Base

4.1.5.1. Test de Dolado

Null Hypothesis: LNBASE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.921669	0.9489
Test critical values:		
1% level	-4.047795	
5% level	-3.453179	
10% level	-3.152153	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNBASE(-1)	-0.013183	0.014304	-0.921669	0.3589
D(LNBASE(-1))	0.272733	0.099669	2.736390	0.0074
D(LNBASE(-2))	0.142730	0.101376	1.407920	0.1623
C	0.099846	0.069923	1.427937	0.1564
@TREND(1980Q1)	0.000544	0.000740	0.735109	0.4640

Gamma es y el coeficiente de la tendencia es cero porque.

Null Hypothesis: LNBASE has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.170151	0.6852
Test critical values:		
1% level	-3.493747	
5% level	-2.889200	
10% level	-2.581596	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNBASE(-1)	-0.002819	0.002409	-1.170151	0.2447
D(LNBASE(-1))	0.267764	0.099213	2.698880	0.0082
D(LNBASE(-2))	0.130703	0.099820	1.309396	0.1934
C	0.050719	0.020523	2.471310	0.0151

Gamma es cero y el término independiente es cero.

Null Hypothesis: LNBASE has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	3.492050	0.9999
Test critical values:		
1% level	-2.587172	
5% level	-1.943912	
10% level	-1.614713	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Gamma es cero, luego el logaritmo de la Base no es estacionaria.

4.1.5.2. KPSS y Phillips-Perron

Null Hypothesis: LNBASE is stationary
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 9 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.226160
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: LNBASE has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.822480	0.9597
Test critical values:		
1% level	-4.046072	
5% level	-3.452358	
10% level	-3.151673	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Según ambos tests la serie no es estacionaria.

4.1.6. Diferencia del logaritmo de la Base

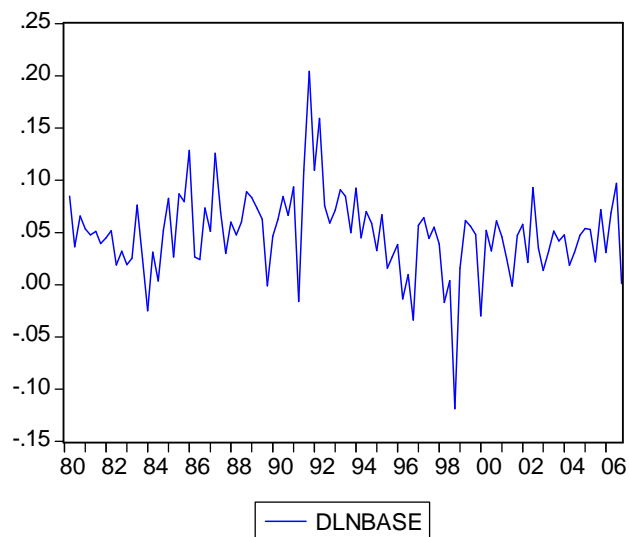


Figura 26: Diferencia del logaritmo de la base

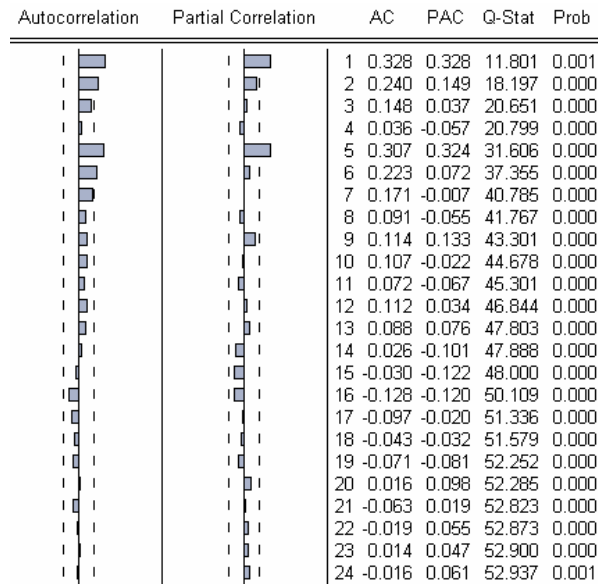


Figura 25: Correlograma y Correlograma Parcial de la diferencia del logaritmo de la Base

4.1.6.1. Test de Dolado

Null Hypothesis: D(LNBASE) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.396856	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.046925	
5% level	-3.452764	
10% level	-3.151911	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNBASE(-1))	-0.696047	0.094100	-7.396856	0.0000
C	0.040633	0.009396	4.324446	0.0000
@TREND(1980Q1)	-0.000133	0.000122	-1.089716	0.2784

Gamma es cero por tanto la serie es estacionaria.

4.1.6.2. KPSS y Phillips Perron

Null Hypothesis: D(LNBASE) is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 5 (Newey-West using Bartlett kernel)

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.148988
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: D(LNBASE) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.425164	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.046925	
5% level	-3.452764	
10% level	-3.151911	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

La serie es estacionaria según el test Phillips-Perron, pero no lo es según el test KPSS.

Se puede concluir que la base es I(1) porque la mayoría de los tests apoyan esta hipótesis.

4.2. Cointegración Engle

Para este caso se corren las regresiones en niveles para los dos casos considerados: el consumo y el m1 y el consumo y la base.

4.2.1. Modelo con M1

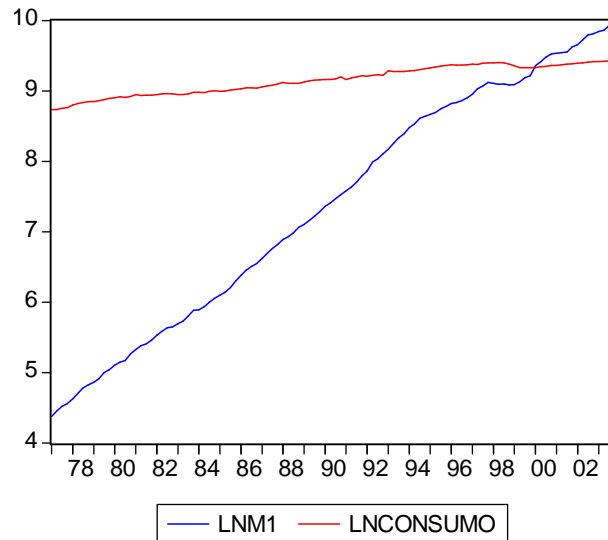


Figura 26: Lnm1 y Lnconsumo

Dependent Variable: LNCONSUMO

Method: Least Squares

Included observations: 108

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.281124	0.011685	708.6784	0.0000
LNM1	0.118318	0.001544	76.62996	0.0000
R-squared	0.982269	Mean dependent var		9.153887
Adjusted R-squared	0.982101	S.D. dependent var		0.203005
S.E. of regression	0.027159	Akaike info criterion		-4.355864
Sum squared resid	0.078187	Schwarz criterion		-4.306195
Log likelihood	237.2167	F-statistic		5872.151
Durbin-Watson stat	0.190593	Prob(F-statistic)		0.000000

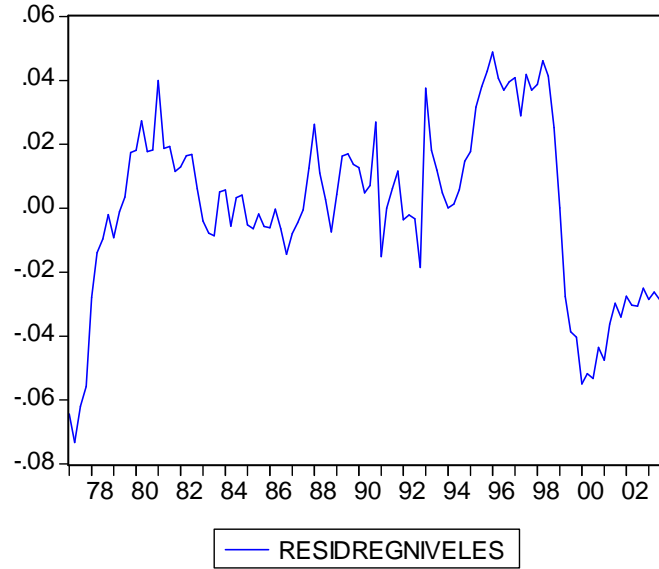


Figura 27: Residuales de la regresión Lnm1 y Lnconsumo

La gráfica anterior muestra que los residuales no son estacionarios, por lo que la regresión estimada puede ser una regresión espuria.

4.2.2. Modelo con Base

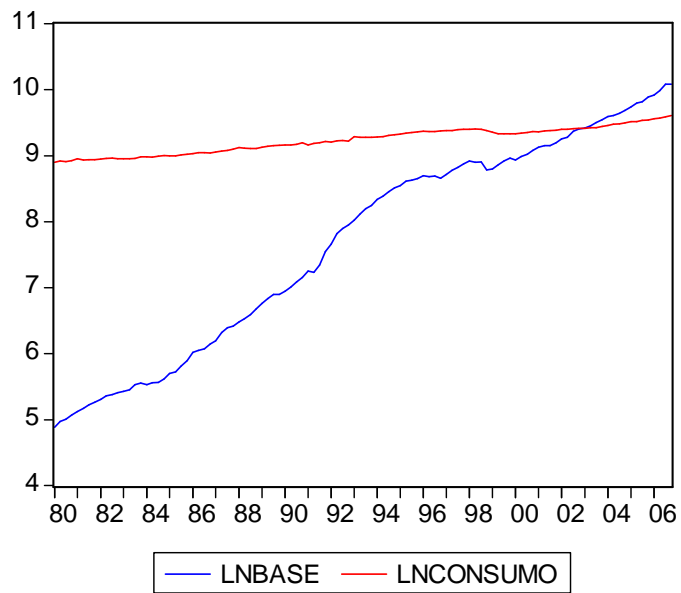


Figura 28: Lnbase y Lnconsumo

Dependent Variable: LNCONSUMO
 Method: Least Squares
 Included observations: 108

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.313694	0.012103	686.8865	0.0000
LNBASE	0.119770	0.001543	77.60781	0.0000
R-squared	0.982705	Mean dependent var		9.233260
Adjusted R-squared	0.982542	S.D. dependent var		0.194218
S.E. of regression	0.025662	Akaike info criterion		-4.469276
Sum squared resid	0.069804	Schwarz criterion		-4.419607
Log likelihood	243.3409	F-statistic		6022.972
Durbin-Watson stat	0.233782	Prob(F-statistic)		0.000000

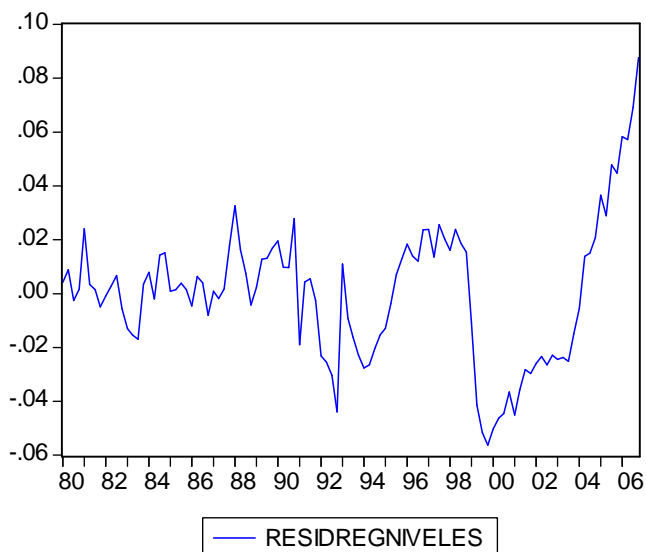


Figura 29: Residuales de la regresión Lnbase y Lnconsumo

La gráfica anterior muestra que los residuales no son estacionarios, por lo que la regresión estimada puede ser una regresión espuria.

Por esto se hace necesario realizar el test de Johansen para mirar si están cointegradas las series.

4.3. Cointegración de Johansen

El test de Johansen depende de la cantidad de rezagos que se especifiquen por lo que primero es necesario encontrar la cantidad de rezagos.

4.3.1. Elección de Rezagos

La elección de rezagos se realizó mediante criterios económicos y estadísticos.

En primer lugar, según trabajos realizados para el caso colombiano, el ciclo en este país dura alrededor de 8 años, con 4 años de fase de expansión y 4 de recesión.

Por otro lado, estudios sobre la neutralidad del dinero han determinado un periodo de 4 años.

La elección de rezagos, por tanto, se hará teniendo un máximo de 31 rezagos (8 años) y luego un máximo de 15 rezagos (4 años). Para esto se correrá un VAR de las variables en niveles y se seleccionará según criterios de información.

4.3.1.1. Modelo con M1

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LNCONSUMO LNM1
 Exogenous variables: C
 Included observations: 77

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	50.87874	NA	0.000963	-1.269578	-1.208700	-1.245227
1	405.9782	682.5289	1.05e-07	-10.38904	-10.20641*	-10.31599*
2	409.3271	6.262800	1.07e-07	-10.37213	-10.06774	-10.25038
3	412.3229	5.446943	1.10e-07	-10.34605	-9.919903	-10.17559
4	421.5230	16.24956	9.64e-08*	-10.48112	-9.933215	-10.26196
5	423.7516	3.820471	1.01e-07	-10.43511	-9.765449	-10.16725
6	428.1094	7.244009	1.00e-07	-10.44440	-9.652984	-10.12784
7	432.1701	6.539344	1.01e-07	-10.44598	-9.532805	-10.08072
8	435.0187	4.439452	1.04e-07	-10.41607	-9.381144	-10.00211
9	438.2024	4.796171	1.07e-07	-10.39487	-9.238184	-9.932204
10	444.0441	8.497064	1.03e-07	-10.44270	-9.164265	-9.931340
11	449.0013	6.952911	1.01e-07	-10.46757	-9.067371	-9.907500
12	450.7170	2.317315	1.09e-07	-10.40823	-8.886282	-9.799466
13	451.5391	1.067711	1.20e-07	-10.32569	-8.681984	-9.668223
14	456.5661	6.267357	1.18e-07	-10.35237	-8.586902	-9.646196
15	458.7725	2.636253	1.26e-07	-10.30578	-8.418559	-9.550908
16	461.3569	2.953602	1.34e-07	-10.26901	-8.260034	-9.465438
17	461.6109	0.277038	1.51e-07	-10.17171	-8.040978	-9.319436
18	472.5770	11.39337	1.30e-07	-10.35265	-8.100160	-9.451673
19	472.9727	0.390569	1.48e-07	-10.25903	-7.884786	-9.309354
20	482.3835	8.799743	1.33e-07	-10.39957	-7.903571	-9.401194
21	484.6672	2.016774	1.46e-07	-10.35499	-7.737236	-9.307913
22	485.3214	0.543766	1.67e-07	-10.26809	-7.528577	-9.172308
23	488.1208	2.181336	1.83e-07	-10.23690	-7.375636	-9.092422
24	492.2165	2.978687	1.95e-07	-10.23939	-7.256365	-9.046206
25	493.7599	1.042315	2.24e-07	-10.17558	-7.070802	-8.933698
26	504.9227	6.958593	2.03e-07	-10.36163	-7.135091	-9.071042
27	524.1537	10.98917*	1.51e-07	-10.75724	-7.408947	-9.417952
28	542.0313	9.287017	1.18e-07	-11.11769	-7.647645	-9.729705
29	549.9610	3.707422	1.22e-07	-11.21977	-7.627961	-9.783076
30	567.0642	7.107823	1.02e-07	-11.56011	-7.846548	-10.07472
31	575.0701	2.911229	1.12e-07	-11.66416*	-7.828840	-10.13006

* indicates lag order selected by the criterion

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Según el criterio de Akaike se escogen 31 rezagos, y según los criterios de Schwarz y Hannan-Quinn se escoge un rezago. Esto equivale a 30 y cero rezagos para la prueba de Cointegración y el VECM.

Cuando el máximo de rezagos son 15, los resultados son los siguientes:

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: LNCONSUMO LNM1
 Exogenous variables: C
 Included observations: 93

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	47.76892	NA	0.001281	-0.984278	-0.929813	-0.962287
1	491.7299	859.2793	9.97e-08	-10.44580	-10.28241*	-10.37983*
2	496.9217	9.825482	9.72e-08	-10.47144	-10.19911	-10.36148
3	500.1888	6.042277	9.87e-08	-10.45567	-10.07442	-10.30173
4	508.7256	15.42139	8.96e-08	-10.55324	-10.06306	-10.35532
5	511.0718	4.137390	9.30e-08	-10.51767	-9.918564	-10.27577
6	515.4956	7.610874	9.22e-08	-10.52679	-9.818750	-10.24090
7	520.8672	9.010423	8.97e-08	-10.55628	-9.739317	-10.22642
8	521.7591	1.457714	9.62e-08	-10.48944	-9.563547	-10.11559
9	525.6649	6.215700	9.67e-08	-10.48742	-9.452593	-10.06959
10	533.1701	11.62090*	9.01e-08	-10.56280	-9.419043	-10.10098
11	538.0338	7.321630	8.89e-08*	-10.58137*	-9.328688	-10.07557
12	541.7950	5.500368	8.99e-08	-10.57624	-9.214625	-10.02646
13	542.8913	1.555945	9.64e-08	-10.51379	-9.043249	-9.920028
14	548.1218	7.199022	9.47e-08	-10.54025	-8.960783	-9.902509
15	551.3683	4.328620	9.72e-08	-10.52405	-8.835649	-9.842322

* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Según el criterio de Akaike se escogen 11 rezagos, y según los criterios de Schwarz y Hannan-Quinn se escoge un rezago. Esto equivale a 10 y cero rezagos para la prueba de Cointegración y el VECM.

4.3.1.2. Modelo con Base Monetaria

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LNCONSUMO LNBASE

Exogenous variables: C

Included observations: 77

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	51.67227	NA	0.000943	-1.290189	-1.229311	-1.265838
1	364.9837	602.2089	3.06e-07	-9.324251	-9.141617*	-9.251199
2	370.8106	10.89711	2.92e-07	-9.371704	-9.067313	-9.249950
3	373.1224	4.203327	3.05e-07	-9.327855	-8.901709	-9.157400
4	377.6360	7.972108	3.01e-07	-9.341196	-8.793293	-9.122040
5	382.1279	7.700244	2.98e-07	-9.353970	-8.684312	-9.086113
6	390.2216	13.45449	2.69e-07*	-9.460301	-8.668886	-9.143742
7	391.2667	1.683094	2.91e-07	-9.383551	-8.470380	-9.018291
8	395.4048	6.448949	2.92e-07	-9.387138	-8.352210	-8.973176
9	396.7179	1.978117	3.14e-07	-9.317347	-8.160664	-8.854684
10	399.4583	3.986044	3.27e-07	-9.284630	-8.006191	-8.773266
11	400.6060	1.609867	3.56e-07	-9.210546	-7.810351	-8.650480
12	401.8772	1.716881	3.86e-07	-9.139667	-7.617716	-8.530900
13	402.5791	0.911558	4.27e-07	-9.054002	-7.410295	-8.396534
14	406.9893	5.498481	4.29e-07	-9.064658	-7.299194	-8.358488
15	408.4938	1.797598	4.66e-07	-8.999840	-7.112620	-8.244969
16	417.3717	10.14611	4.20e-07	-9.126537	-7.117561	-8.322965
17	418.1322	0.829650	4.68e-07	-9.042395	-6.911663	-8.190121
18	419.9411	1.879410	5.10e-07	-8.985484	-6.732996	-8.084508
19	422.4550	2.481198	5.48e-07	-8.946883	-6.572638	-7.997206
20	426.8823	4.139819	5.63e-07	-8.957981	-6.461981	-7.959603
21	437.9774	9.798244	4.90e-07	-9.142269	-6.524512	-8.095189
22	439.7956	1.511231	5.45e-07	-9.085599	-6.346086	-7.989818
23	442.7407	2.294947	5.93e-07	-9.058201	-6.196932	-7.913718
24	450.2022	5.426501	5.79e-07	-9.148108	-6.165083	-7.954925
25	465.2877	10.18762	4.69e-07	-9.436044	-6.331262	-8.194158
26	466.7772	0.928536	5.46e-07	-9.370837	-6.144299	-8.080250
27	469.8041	1.729661	6.19e-07	-9.345561	-5.997268	-8.006273
28	482.2917	6.487052	5.58e-07	-9.566018	-6.095968	-8.178029
29	503.7993	10.05549	4.06e-07	-10.02076	-6.428955	-8.584070
30	511.2579	3.099682	4.36e-07	-10.11059	-6.397032	-8.625202
31	541.2390	10.90223*	2.69e-07	-10.78543*	-6.950111	-9.251335*

* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Según los criterios de Akaike y Hannan-Quinn se escogen 31 rezagos, y según el criterio de Schwarz se escoge un rezago. Esto equivale a 30 y cero rezagos para la prueba de Cointegración y el VECM.

Cuando el máximo de rezagos son 15, los resultados son los siguientes:

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LNCONSUMO LNBASE

Exogenous variables: C

Included observations: 93

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	42.93440	NA	0.001421	-0.880310	-0.825845	-0.858319
1	443.7478	775.7679	2.80e-07	-9.413931	-9.250538*	-9.347958
2	450.8150	13.37453	2.62e-07	-9.479893	-9.207570	-9.369937*
3	452.4685	3.058073	2.76e-07	-9.429430	-9.048179	-9.275492
4	456.3878	7.079958	2.76e-07	-9.427694	-8.937514	-9.229773
5	460.4618	7.184244	2.76e-07	-9.429285	-8.830176	-9.187382
6	469.3695	15.32515	2.49e-07*	-9.534828*	-8.826790	-9.248943
7	471.4917	3.559719	2.59e-07	-9.494444	-8.677477	-9.164576
8	477.2976	9.489312*	2.50e-07	-9.533282	-8.607385	-9.159431
9	478.6811	2.201745	2.66e-07	-9.477014	-8.442188	-9.059181
10	482.7222	6.257152	2.67e-07	-9.477897	-8.334143	-9.016082
11	483.1288	0.611985	2.89e-07	-9.400618	-8.147935	-8.894821
12	485.2638	3.122160	3.03e-07	-9.360511	-7.998898	-8.810731
13	485.7840	0.738370	3.29e-07	-9.285677	-7.815135	-8.691914
14	489.6692	5.347363	3.33e-07	-9.283208	-7.703737	-8.645463
15	491.2650	2.127786	3.54e-07	-9.231506	-7.543106	-8.549778

* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Según el criterio de Akaike se escogen 6 rezagos, según el criterio de Schwarz se escoge un rezago y el de Hannan-Quinn dos rezagos. Esto equivale a 5, cero y un rezago para la prueba de Cointegración y el VECM.

4.3.2. Pruebas de Cointegración y VECM

Ahora que se han escogido los rezagos, de acuerdo con criterios estadísticos y económicos se deben estimar la matriz de cointegración y el VECM.

4.3.2.1. Modelo M1

4.3.2.1.1. 30 Rezagos

Para la prueba de cointegración es necesario determinar ciertas especificaciones del vector de cointegración y de la serie, para esto se presentan a continuación los resultados:

Series: LNCONSUMO LNM1

Lags interval: 1 to 30

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend

Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)

0	541.7849	541.7849	553.0270	553.0270	569.2589
1	563.1275	564.1850	572.6237	589.4972	605.5458
2	569.7116	575.0701	575.0701	608.1806	608.1806

Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-10.95545	-10.95545	-11.19551	-11.19551	-11.56517
1	-11.40591	-11.40740	-11.60062	-12.01291	-12.40379*
2	-11.47303	-11.56026	-11.56026	-12.36833	-12.36833

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-7.302769	-7.302769	-7.481945	-7.481945	-7.790727
1	-7.631470	-7.602524	-7.765297	-8.147157	-8.507590*
2	-7.576831	-7.603188	-7.603188	-8.350376	-8.350376

Según esto hay una ecuación de cointegración y la tendencia de los datos es cuadrática, mientras que en el vector de cointegración hay intercepto y tendencia.

A continuación se presenta la prueba de cointegración de Johansen, con las especificaciones encontradas.

Included observations: 77 after adjustments
Trend assumption: Quadratic deterministic trend
Series: LNCONSUMO LNM1
Lags interval (in first differences): 1 to 30

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.610353	77.84341	18.39771	0.0001
At most 1 *	0.066149	5.269751	3.841466	0.0217

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.610353	72.57366	17.14769	0.0000
At most 1 *	0.066149	5.269751	3.841466	0.0217

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 605.5458

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNCONSUMO	LNM1
1.000000	-0.226952 (0.00430)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNCONSUMO)	D(LNM1)
-6.161092 (2.49243)	16.56259 (6.93387)

A continuación se presenta el VEC y su estimación:

Standard errors in () & t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	
LNCONSUMO(-1)	1.000000	
LNLM1(-1)	-0.226952	
	(0.00430)	
		[-52.8304]
@TREND(77Q1)	0.005994	
C	-7.806766	
	D(LNCONSU	
Error Correction:	MO)	D(LNLM1)
CointEq1	-6.161092	16.56259
	(2.49243)	(6.93387)
	[-2.47192]	[2.38865]
R-squared	0.941596	0.913534
Adj. R-squared	0.682947	0.530614
Sum sq. resids	0.000702	0.005432
S.E. equation	0.007080	0.019697
F-statistic	3.640448	2.385706
Log likelihood	337.5587	258.7755
Akaike AIC	-7.131396	-5.085077
Schwarz SC	-5.213737	-3.167418
Mean dependent	0.005811	0.051335
S.D. dependent	0.012574	0.028750
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.53E-08	
Determinant resid covariance	5.06E-10	
Log likelihood	605.5458	
Akaike information criterion	-12.40379	
Schwarz criterion	-8.507590	
<hr/>		

Claramente el coeficiente del M1 es significativo en la relación de cointegración, al igual que la velocidad de ajuste. A continuación se presenta toda la ecuación estimada para el consumo:

$$\begin{aligned}
D(\text{LNCONSUMO}) = & - 6.161092068*(\text{LNCONSUMO}(-1) - \\
& 0.2269518182*\text{LNM1}(-1) + 0.005994332024*@\text{TREND}(77\text{Q1}) - 7.806766059) \\
& + 5.091148797*D(\text{LNCONSUMO}(-1)) + 5.286804817*D(\text{LNCONSUMO}(-2)) + \\
& 5.171488042*D(\text{LNCONSUMO}(-3)) + 5.106113718*D(\text{LNCONSUMO}(-4)) + \\
& 4.737504491*D(\text{LNCONSUMO}(-5)) + 4.670717084*D(\text{LNCONSUMO}(-6)) + \\
& 4.402043585*D(\text{LNCONSUMO}(-7)) + 3.798760926*D(\text{LNCONSUMO}(-8)) + \\
& 3.738192056*D(\text{LNCONSUMO}(-9)) + 3.81677019*D(\text{LNCONSUMO}(-10)) + \\
& 3.533735921*D(\text{LNCONSUMO}(-11)) + 3.425318955*D(\text{LNCONSUMO}(-12)) + \\
& 3.009717233*D(\text{LNCONSUMO}(-13)) + 2.814572366*D(\text{LNCONSUMO}(-14)) + \\
& 2.881489977*D(\text{LNCONSUMO}(-15)) + 2.396547617*D(\text{LNCONSUMO}(-16)) + \\
& 1.655498618*D(\text{LNCONSUMO}(-17)) + 1.486851509*D(\text{LNCONSUMO}(-18)) + \\
& 1.335558993*D(\text{LNCONSUMO}(-19)) + 1.384333399*D(\text{LNCONSUMO}(-20)) + \\
& 1.211781248*D(\text{LNCONSUMO}(-21)) + 1.202487977*D(\text{LNCONSUMO}(-22)) + \\
& 1.360096453*D(\text{LNCONSUMO}(-23)) + 0.9300426362*D(\text{LNCONSUMO}(-24)) + \\
& 0.05716412541*D(\text{LNCONSUMO}(-25)) - 0.06964498072*D(\text{LNCONSUMO}(- \\
& 26)) - 0.1387231993*D(\text{LNCONSUMO}(-27)) - \\
& 0.05247349011*D(\text{LNCONSUMO}(-28)) - 0.4069337315*D(\text{LNCONSUMO}(-29)) \\
& - 0.1848603664*D(\text{LNCONSUMO}(-30)) - 1.088945757*D(\text{LNM1}(-1)) - \\
& 1.273661831*D(\text{LNM1}(-2)) - 1.270439635*D(\text{LNM1}(-3)) - \\
& 1.342605808*D(\text{LNM1}(-4)) - 1.214690295*D(\text{LNM1}(-5)) - \\
& 1.217989342*D(\text{LNM1}(-6)) - 1.103898921*D(\text{LNM1}(-7)) - \\
& 1.079503886*D(\text{LNM1}(-8)) - 0.9425300494*D(\text{LNM1}(-9)) - \\
& 0.9992781392*D(\text{LNM1}(-10)) - 0.94434183*D(\text{LNM1}(-11)) - \\
& 0.9925722844*D(\text{LNM1}(-12)) - 0.9234204101*D(\text{LNM1}(-13)) - \\
& 0.9178802297*D(\text{LNM1}(-14)) - 0.7616620518*D(\text{LNM1}(-15)) - \\
& 0.8844047198*D(\text{LNM1}(-16)) - 0.5449247687*D(\text{LNM1}(-17)) - \\
& 0.4556879162*D(\text{LNM1}(-18)) - 0.456638226*D(\text{LNM1}(-19)) - \\
& 0.4787527423*D(\text{LNM1}(-20)) - 0.3003678068*D(\text{LNM1}(-21)) - \\
& 0.23363411*D(\text{LNM1}(-22)) - 0.2481956292*D(\text{LNM1}(-23)) - \\
& 0.2522705862*D(\text{LNM1}(-24)) + 0.09112768683*D(\text{LNM1}(-25)) - \\
& 0.2459887454*D(\text{LNM1}(-26)) - 0.3779614416*D(\text{LNM1}(-27)) - \\
& 0.0726080479*D(\text{LNM1}(-28)) - 0.06046814978*D(\text{LNM1}(-29)) - \\
& 0.1284383415*D(\text{LNM1}(-30)) + 0.7712280436 - \\
& 0.001374661639*@\text{TREND}(77\text{Q1})
\end{aligned}$$

La velocidad de ajuste indica que la brecha entre ambas variables se va cerrando, por su signo negativo.

Sin embargo el signo del M1 no es el esperado, según el resultado obtenido un aumento de 1% en él genera un incremento del 0.22% del consumo en el largo plazo.

Finalmente se debe verificar que los residuales sean ruido blanco, para lo que se realiza el test LM:

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Included observations: 77

Lags	LM-Stat	Prob
1	2.060266	0.7247
2	11.79256	0.0190
3	1.495431	0.8275
4	2.365169	0.6689
5	7.475116	0.1128
6	4.428726	0.3511
7	5.367421	0.2516
8	5.939893	0.2037
9	2.374458	0.6672
10	0.900905	0.9244
11	2.441062	0.6552
12	6.863424	0.1433
13	3.927140	0.4160
14	2.451567	0.6533
15	8.553126	0.0733
16	5.987445	0.2001
17	3.283851	0.5115
18	2.160340	0.7063
19	9.924706	0.0417
20	3.458875	0.4842

se rechaza la hipótesis de incorrelación en los rezagos dos y 19, por lo que se aceptan los resultados obtenidos con el VECM. Las correlaciones se presentan a continuación:

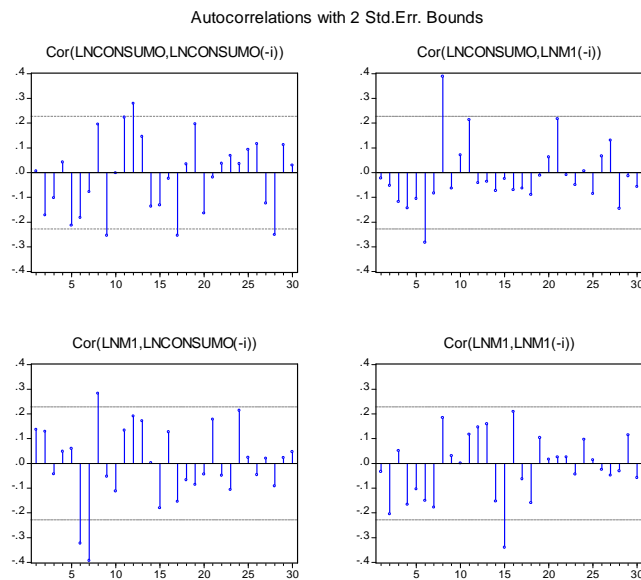


Figura 30: Residuales del VEC

4.3.2.1.2. Cero rezagos

Siguiendo un procedimiento análogo al anterior se obtienen los siguientes resultados.

Para las especificaciones de cointegración:

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	475.1666	475.1666	559.3580	559.3580	563.6541
1	562.7076	565.5990	569.4152	577.6169	578.5910
2	563.2064	570.1687	570.1687	578.6175	578.6175
Akaike					
0	-8.881619	-8.881619	-10.41791	-10.41791	-10.46082
1	-10.44313	-10.47849	-10.53112	-10.66574*	-10.66525
2	-10.37769	-10.47044	-10.47044	-10.59098	-10.59098
Schwarz Criteria					
0	-8.881619	-8.881619	-10.36795	-10.36795	-10.36091
1	-10.34321	-10.35359	-10.38125	-10.49088*	-10.46541
2	-10.17785	-10.22065	-10.22065	-10.29123	-10.29123

Según esto hay una ecuación de cointegración y la tendencia de los datos es lineal, mientras que en el vector de cointegración hay intercepto y tendencia.

A continuación se presenta la prueba de cointegración de Johansen, con las especificaciones encontradas.

Included observations: 107 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
Series: LNCONSUMO LNM1
Lags interval (in first differences): No lags

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.289145	38.51900	25.87211	0.0008
At most 1	0.018530	2.001286	12.51798	0.9686

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.289145	36.51771	19.38704	0.0001
At most 1	0.018530	2.001286	12.51798	0.9686

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 577.6169

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)
@TREND(77Q

LNCONSUMO	LNM1	2)
1.000000	-0.244101	0.007240
	(0.02580)	(0.00140)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNCONSUMO)	-0.236310
	(0.04174)
D(LNM1)	-0.384348
	(0.09632)

A continuación se presenta el VEC y su estimación:

Vector Error Correction Estimates
 Included observations: 107 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LNCONSUMO(-1)	1.000000	
LNM1(-1)	-0.244101 (0.02580) [-9.46281]	
@TREND(77Q1)	0.007240 (0.00140) [5.15398]	
C	-7.747435	
Error Correction:	D(LNCONSUMO)	D(LNM1)
CointEq1	-0.236310 (0.04174) [-5.66179]	-0.384348 (0.09632) [-3.99023]
C	0.006609 (0.00105) [6.29305]	0.052120 (0.00242) [21.5035]
R-squared	0.233889	0.131671
Adj. R-squared	0.226593	0.123401
Sum sq. resids	0.012393	0.066003
S.E. equation	0.010864	0.025072
F-statistic	32.05586	15.92193
Log likelihood	333.0697	243.5862
Akaike AIC	-6.188219	-4.515630
Schwarz SC	-6.138260	-4.465670
Mean dependent	0.006609	0.052120
S.D. dependent	0.012353	0.026778
Determinant resid covariance (dof adj.)	7.29E-08	
Determinant resid covariance	7.02E-08	
Log likelihood	577.6169	
Akaike information criterion	-10.66574	
Schwarz criterion	-10.49088	

Claramente el coeficiente del M1 es significativo en la relación de cointegración, al igual que la velocidad de ajuste. A continuación se presenta toda la ecuación estimada para el consumo:

$$D(\text{LNCONSUMO}) = -0.2363102105 * (\text{LNCONSUMO}(-1) - 0.2441010687 * \text{LNM1}(-1) + 0.007239798477 * @\text{TREND}(77\text{Q1}) - 7.747434909) + 0.006609327103$$

La velocidad de ajuste indica que la brecha entre ambas variables se va cerrando, por su signo negativo.

Sin embargo el signo del M1 no es el esperado, según el resultado obtenido un aumento de 1% en él genera un incremento del 0.24% del consumo en el largo plazo.

Finalmente se debe verificar que los residuales sean ruido blanco, para lo que se realiza el test LM:

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
H0: no serial correlation at lag order h
Included observations: 107

Lags	LM-Stat	Prob
1	4.276963	0.3698
2	11.41336	0.0223
3	7.698209	0.1033
4	4.831796	0.3050
5	5.954599	0.2026
6	7.548055	0.1096
7	4.029363	0.4020
8	17.76468	0.0014
9	13.82765	0.0079
10	3.277098	0.5126
11	3.847599	0.4270
12	6.489998	0.1654
13	6.376764	0.1727
14	7.416525	0.1154
15	2.406606	0.6614
16	1.822567	0.7684
17	13.69997	0.0083
18	1.156210	0.8853
19	7.651991	0.1052
20	2.785951	0.5943

Sólo se rechaza la hipótesis de incorrelación en los rezagos dos ocho, nueve y 17, lo que indicaría problemas de correlación en los residuales.

4.3.2.1.3. Diez Rezagos

Siguiendo un procedimiento análogo al anterior se obtienen los siguientes resultados.

Para las especificaciones de cointegración:

Included observations: 97

Series: LNCONSUMO LNM1

Lags interval: 1 to 10

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	0	1	2
Max-Eig	0	0	0	1	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	551.9355	551.9355	554.2609	554.2609	555.0481
1	554.9136	559.4320	560.1707	566.8115	567.2596
2	555.2149	561.0480	561.0480	569.2489	569.2489
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-10.55537	-10.55537	-10.56208	-10.56208	-10.53707
1	-10.53430	-10.60684	-10.60146	-10.71776*	-10.70638
2	-10.45804	-10.53707	-10.53707	-10.66493	-10.66493
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-9.493634*	-9.493634*	-9.447257	-9.447257	-9.369165
1	-9.366391	-9.412391	-9.380462	-9.470223	-9.432300
2	-9.183955	-9.209901	-9.209901	-9.284669	-9.284669

Como no hay cointegración según las especificaciones dadas por Schwarz se escoge la cuarta especificación que corresponde a la del menor Akaike, según esta especificación hay tendencia lineal en los datos e intercepto y tendencia en el vector de cointegración.

A continuación se presenta la prueba de cointegración de Johansen, con las especificaciones encontradas.

Included observations: 97 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
Series: LNCONSUMO LNM1
Lags interval (in first differences): 1 to 10

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.228004	29.97603	25.87211	0.0146
At most 1	0.049014	4.874832	12.51798	0.6144

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.228004	25.10120	19.38704	0.0066
At most 1	0.049014	4.874832	12.51798	0.6144

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 566.8115

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)
@TREND(77Q

LNCONSUMO	LNM1	2)
1.000000	-0.235481	0.006670
	(0.01484)	(0.00084)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNCONSUMO)	-0.576443
	(0.12259)
D(LNM1)	-0.320852
	(0.29481)

A continuación se presenta el VEC y su estimación:

Vector Error Correction Estimates
 Included observations: 97 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LNCONSUMO(-1)	1.000000	
LNLM1(-1)	-0.235481 (0.01484) [-15.8639]	
@TREND(77Q1)	0.006670 (0.00084) [7.98069]	
C	-7.784204	
Error Correction:	D(LNCONSUMO)	D(LNLM1)
CointEq1	-0.576443 (0.12259) [-4.70224]	-0.320852 (0.29481) [-1.08832]
R-squared	0.517907	0.438742
Adj. R-squared	0.382921	0.281590
Sum sq. resids	0.006973	0.040328
S.E. equation	0.009642	0.023188
F-statistic	3.836742	2.791831
Log likelihood	325.0744	239.9563
Akaike AIC	-6.248957	-4.493944
Schwarz SC	-5.665002	-3.909989
Mean dependent	0.005832	0.051074
S.D. dependent	0.012275	0.027358
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.82E-08
Determinant resid covariance		2.88E-08
Log likelihood		566.8115
Akaike information criterion		-10.71776
Schwarz criterion		-9.470223

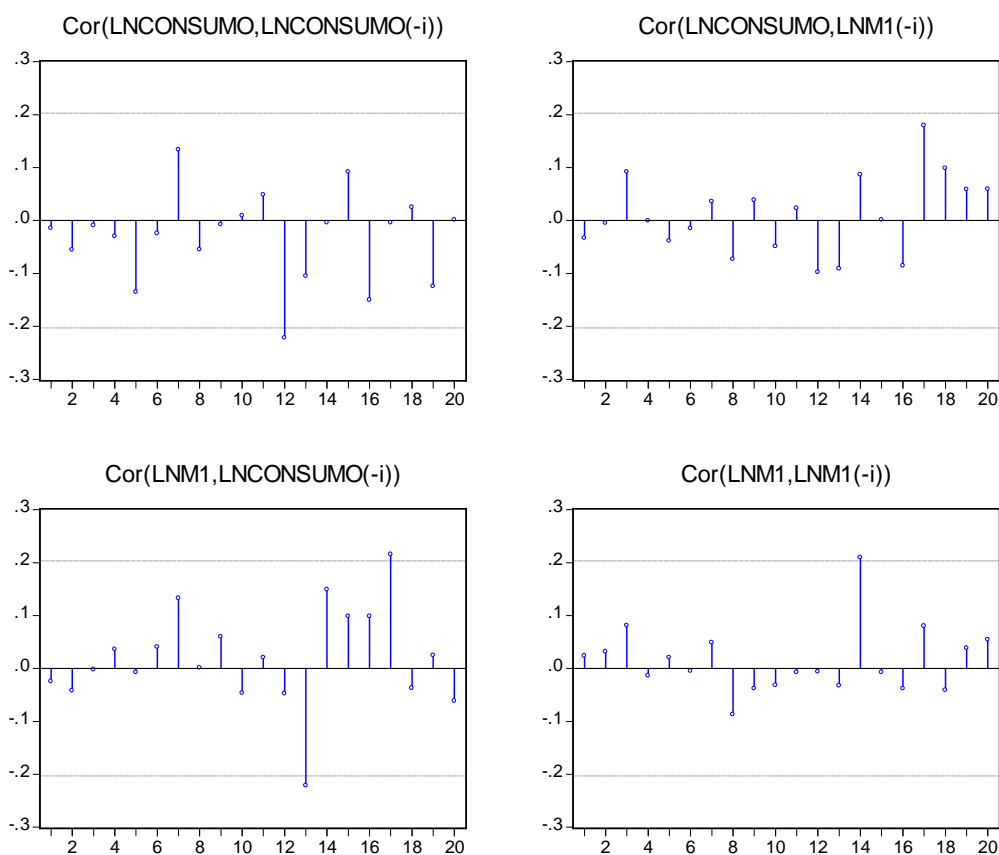
Claramente el coeficiente del M1 es significativo en la relación de cointegración, al igual que la velocidad de ajuste. A continuación se presenta toda la ecuación estimada para el consumo:

$$\begin{aligned}
D(\text{LNCONSUMO}) = & - 0.5764431208*(\text{LNCONSUMO}(-1) - 0.2354810251*\text{LNM1}(-1) + \\
& 0.006669591684*\text{TREND}(77\text{Q1}) - 7.784203645) + 0.2414304806*D(\text{LNCONSUMO}(- \\
& 1)) + 0.2395870565*D(\text{LNCONSUMO}(-2)) + 0.1991290622*D(\text{LNCONSUMO}(-3)) + \\
& 0.175814221*D(\text{LNCONSUMO}(-4)) + 0.1374868104*D(\text{LNCONSUMO}(-5)) + \\
& 0.4231393695*D(\text{LNCONSUMO}(-6)) + 0.210181457*D(\text{LNCONSUMO}(-7)) - \\
& 0.04081065804*D(\text{LNCONSUMO}(-8)) + 0.2170041137*D(\text{LNCONSUMO}(-9)) + \\
& 0.1813322782*D(\text{LNCONSUMO}(-10)) - 0.004961605552*D(\text{LNM1}(-1)) - \\
& 0.1972372501*D(\text{LNM1}(-2)) + 0.008416889816*D(\text{LNM1}(-3)) - \\
& 0.07622306108*D(\text{LNM1}(-4)) - 0.004195857077*D(\text{LNM1}(-5)) - \\
& 0.08220884783*D(\text{LNM1}(-6)) - 0.07414733911*D(\text{LNM1}(-7)) - \\
& 0.004713723673*D(\text{LNM1}(-8)) - 0.07170897746*D(\text{LNM1}(-9)) - \\
& 0.1080409752*D(\text{LNM1}(-10)) + 0.02574694017
\end{aligned}$$

La velocidad de ajuste indica que la brecha entre ambas variables se va cerrando, por su signo negativo. Sin embargo el signo del M1 no es el esperado, según el resultado obtenido un aumento de 1% en él genera un incremento del 0.23% del consumo en el largo plazo.

Finalmente se debe verificar que los residuales sean ruido blanco, para lo que se realiza el test LM:

Autocorrelations with 2 Std.Err. Bounds



VEC Residual Serial Correlation LM
 Tests
 H0: no serial correlation at lag order h
 Included observations: 97

Lags	LM-Stat	Prob
1	2.925629	0.5703
2	3.227575	0.5205
3	5.441801	0.2449
4	1.269344	0.8666
5	6.677928	0.1539
6	0.949827	0.9173
7	9.536361	0.0490
8	4.049361	0.3994
9	2.292213	0.6822
10	1.432232	0.8386
11	0.323596	0.9882
12	5.668587	0.2253
13	6.828168	0.1453
14	6.742387	0.1501
15	1.925957	0.7494
16	5.582675	0.2326
17	10.57423	0.0318
18	1.868856	0.7599
19	3.191070	0.5264
20	1.432575	0.8385

Sólo se rechaza la hipótesis de incorrelación en los rezagos siete y 17, lo que indica residuales ruido blanco.

4.3.2.2. Modelo Base Monetaria

4.3.2.2.1. 30 Rezagos

Siguiendo un procedimiento análogo a los anteriores se obtienen los siguientes resultados.

Para las especificaciones de cointegración:

Included observations: 77
 Series: LNCONSUMO LNBASE
 Lags interval: 1 to 30

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	2	2	2	2
Max-Eig	1	2	2	2	2

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	493.8201	493.8201	512.2518	512.2518	519.8396
1	518.6723	523.8739	537.2614	559.0937	562.5209
2	520.5920	541.2390	541.2390	583.3917	583.3917
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-9.709613	-9.709613	-10.13641	-10.13641	-10.28155
1	-10.25123	-10.36036	-10.68211	-11.22321	-11.28626
2	-10.19720	-10.68153	-10.68153	-11.72446*	-11.72446
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-6.056929	-6.056929	-6.422848	-6.422848	-6.507108
1	-6.476790	-6.555481	-6.846795	-7.357455	-7.390061
2	-6.300999	-6.724458	-6.724458	-7.706509*	-7.706509

Según los criterios de Schwarz y Akaike se escoge la cuarta especificación que corresponde tendencia lineal en los datos e intercepto y tendencia en el vector de cointegración.

A continuación se presenta la prueba de cointegración de Johansen, con las especificaciones encontradas.

Included observations: 77 after adjustments
Trend assumption: Quadratic deterministic trend
Series: LNCONSUMO LNBASE
Lags interval (in first differences): 1 to 30

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.669981	127.1043	18.39771	0.0001
At most 1 *	0.418474	41.74167	3.841466	0.0000

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.669981	85.36259	17.14769	0.0000
At most 1 *	0.418474	41.74167	3.841466	0.0000

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 562.5209

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNCONSUMO	LNBASE
1.000000	-0.066418 (0.00617)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNCONSUMO)	-5.527320 (2.29291)
D(LNBASE)	-16.92867 (5.55468)

A continuación se presenta el VEC y su estimación:

Vector Error Correction Estimates

Included observations: 77 after adjustments

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

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LNCONSUMO(-1)	1.000000	
LNBASE(-1)	-0.061953 (0.00653) [-9.48801]	
@TREND(80Q1)	-0.002830 (0.00034) [-8.20859]	
C	-8.606936	
Error Correction:	D(LNCONSUMO)	D(LNBASE)
CointEq1	-3.697849 (2.01042) [-1.83934]	-18.07224 (4.42849) [-4.08090]
R-squared	0.873247	0.942320
Adj. R-squared	0.357787	0.707754
Sum sq. resid	0.001643	0.007970
S.E. equation	0.010465	0.023051
F-statistic	1.694112	4.017288
Log likelihood	304.8191	244.0110
Akaike AIC	-6.306990	-4.727558
Schwarz SC	-4.419770	-2.840338
Mean dependent	0.006864	0.047990
S.D. dependent	0.013058	0.042640
Determinant resid covariance (dof adj.)	4.46E-08	
Determinant resid covariance	1.69E-09	
Log likelihood	559.0937	
Akaike information criterion	-11.22321	
Schwarz criterion	-7.357455	

Hay que anotar que la velocidad en la ecuación del consumo no es significativa.

$$\begin{aligned}
D(\text{LNCONSUMO}) = & - 3.697849476*(\text{LNCONSUMO}(-1) - \\
& 0.06195319378*\text{LNBASE}(-1) - 0.002829874708*\text{TREND}(80\text{Q1}) - \\
& 8.606935692) + 3.219082521*D(\text{LNCONSUMO}(-1)) + \\
& 3.655680606*D(\text{LNCONSUMO}(-2)) + 3.188706783*D(\text{LNCONSUMO}(-3)) + \\
& 2.627900723*D(\text{LNCONSUMO}(-4)) + 2.261577385*D(\text{LNCONSUMO}(-5)) + \\
& 2.167968433*D(\text{LNCONSUMO}(-6)) + 2.471648149*D(\text{LNCONSUMO}(-7)) + \\
& 2.035092926*D(\text{LNCONSUMO}(-8)) + 1.989899586*D(\text{LNCONSUMO}(-9)) + \\
& 2.257571436*D(\text{LNCONSUMO}(-10)) + 1.65482317*D(\text{LNCONSUMO}(-11)) + \\
& 1.453239417*D(\text{LNCONSUMO}(-12)) + 1.367567484*D(\text{LNCONSUMO}(-13)) + \\
& 1.026596023*D(\text{LNCONSUMO}(-14)) + 1.52610159*D(\text{LNCONSUMO}(-15)) + \\
& 1.114104236*D(\text{LNCONSUMO}(-16)) + 0.7249892235*D(\text{LNCONSUMO}(-17)) + \\
& 1.114700069*D(\text{LNCONSUMO}(-18)) + 1.054575778*D(\text{LNCONSUMO}(-19)) + \\
& 1.061357844*D(\text{LNCONSUMO}(-20)) + 1.441094548*D(\text{LNCONSUMO}(-21)) + \\
& 1.099485439*D(\text{LNCONSUMO}(-22)) + 0.6651859265*D(\text{LNCONSUMO}(-23)) + \\
& 0.4399484962*D(\text{LNCONSUMO}(-24)) + 0.04277164433*D(\text{LNCONSUMO}(-25)) \\
& + 0.2780425971*D(\text{LNCONSUMO}(-26)) + 0.3649630689*D(\text{LNCONSUMO}(- \\
& 27)) + 0.3675764724*D(\text{LNCONSUMO}(-28)) + \\
& 0.1098731289*D(\text{LNCONSUMO}(-29)) - 0.3590037325*D(\text{LNCONSUMO}(-30)) - \\
& 0.3234203656*D(\text{LNBASE}(-1)) - 0.3229524329*D(\text{LNBASE}(-2)) - \\
& 0.2972469291*D(\text{LNBASE}(-3)) - 0.3290198223*D(\text{LNBASE}(-4)) - \\
& 0.1429189634*D(\text{LNBASE}(-5)) - 0.2006693911*D(\text{LNBASE}(-6)) - \\
& 0.1260360424*D(\text{LNBASE}(-7)) - 0.0993286547*D(\text{LNBASE}(-8)) - \\
& 0.07934002565*D(\text{LNBASE}(-9)) - 0.04845300958*D(\text{LNBASE}(-10)) - \\
& 0.1857140874*D(\text{LNBASE}(-11)) - 0.1307909994*D(\text{LNBASE}(-12)) - \\
& 0.003306347312*D(\text{LNBASE}(-13)) + 0.005866287034*D(\text{LNBASE}(-14)) - \\
& 0.04070283245*D(\text{LNBASE}(-15)) + 0.0389959445*D(\text{LNBASE}(-16)) + \\
& 0.02586304171*D(\text{LNBASE}(-17)) + 0.03327004873*D(\text{LNBASE}(-18)) + \\
& 0.1078601908*D(\text{LNBASE}(-19)) - 0.02854147237*D(\text{LNBASE}(-20)) + \\
& 0.00642246411*D(\text{LNBASE}(-21)) + 0.07126404187*D(\text{LNBASE}(-22)) + \\
& 0.1006260771*D(\text{LNBASE}(-23)) + 0.05855960628*D(\text{LNBASE}(-24)) + \\
& 0.1442136413*D(\text{LNBASE}(-25)) + 0.2153204727*D(\text{LNBASE}(-26)) - \\
& 0.004831505715*D(\text{LNBASE}(-27)) + 0.1995874971*D(\text{LNBASE}(-28)) + \\
& 0.1175950488*D(\text{LNBASE}(-29)) + 0.001335763076*D(\text{LNBASE}(-30)) - \\
& 0.1946270063
\end{aligned}$$

Finalmente se debe verificar que los residuales sean ruido blanco, para lo que se realiza el test LM:

VEC Residual Serial Correlation LM
 Tests
 Included observations: 77

Lags	LM-Stat	Prob
1	3.136110	0.5353
2	3.143169	0.5342
3	6.067548	0.1942
4	1.192163	0.8794
5	4.974420	0.2899
6	1.720523	0.7870
7	10.72078	0.0299
8	5.678023	0.2245
9	2.035705	0.7292
10	5.404069	0.2483
11	3.005972	0.5568
12	2.629597	0.6216
13	2.899124	0.5748
14	5.278122	0.2599
15	3.544400	0.4712
16	3.894629	0.4205
17	4.968491	0.2905
18	3.199055	0.5251
19	2.995395	0.5586
20	3.046091	0.5501

Sólo el rezago siete presenta correlación significativa, por lo que se puede decir que los residuales son ruido blanco.

4.3.2.2.2. Cero Rezagos

Siguiendo un procedimiento análogo a los anteriores se obtienen los siguientes resultados.

Para las especificaciones de cointegración:

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	0	0	0
Max-Eig	1	1	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Akaike					
0	-8.654841	-8.654841	-9.577362*	-9.577362*	-9.572833
1	-9.557505	-9.541853	-9.539146	-9.523627	-9.523249
2	-9.497515	-9.479091	-9.479091	-9.449313	-9.449313
Schwarz					
0	-8.654841	-8.654841	-9.527402*	-9.527402*	-9.472914
1	-9.457586	-9.416954	-9.389267	-9.348769	-9.323412
2	-9.297678	-9.229293	-9.229293	-9.149556	-9.149556

Como los resultados de los criterios de Schwarz y Akaike dan especificaciones para las que no hay cointegración se escoge la primera especificación que corresponde a datos sin tendencia y vector de cointegración sin tendencia y sin intercepto.

A continuación se presenta la prueba de cointegración de Johansen, con las especificaciones encontradas.

Included observations: 107 after adjustments
Trend assumption: No deterministic trend
Series: LNCONSUMO LNBASE
Lags interval (in first differences): No lags

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.623723	106.1662	12.32090	0.0001
At most 1	0.014668	1.581082	4.129906	0.2448

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.623723	104.5851	11.22480	0.0001
At most 1	0.014668	1.581082	4.129906	0.2448

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 515.3265

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNCONSUMO	LNBASE
1.000000	-0.486755
	(0.05340)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNCONSUMO)	
0)	0.001173
	(0.00021)
D(LNBASE)	0.008857
	(0.00069)

A continuación se presenta el VEC:

Vector Error Correction Estimates

Included observations: 107 after adjustments

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

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LNCONSUMO(-1)	1.000000	
LNBASE(-1)	-0.486755 (0.05340) [-9.11498]	
Error Correction:	D(LNCONSUMO)	D(LNBASE)
CointEq1	0.001173 (0.00021) [5.47960]	0.008857 (0.00069) [12.8071]
R-squared	-0.009830	0.024699
Adj. R-squared	-0.009830	0.024699
Sum sq. resids	0.015922	0.166152
S.E. equation	0.012256	0.039591
F-statistic	NA	NA
Log likelihood	319.6628	194.1945
Akaike AIC	-5.956314	-3.611113
Schwarz SC	-5.931334	-3.586133
Mean dependent	0.006603	0.048616
S.D. dependent	0.012196	0.040089
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.29E-07	
Determinant resid covariance	2.25E-07	
Log likelihood	515.3265	
Akaike information criterion	-9.557505	
Schwarz criterion	-9.457586	

Tanto el coeficiente de la Base Monetaria en el vector de cointegración como la velocidad de ajuste son significativos.

De la ecuación de cointegración se ve que la velocidad de ajuste es positiva, lo que indica que la brecha entre las variables se hace cada vez más grande.

Por otro lado la relación de largo plazo indica que un aumento de 1% en la Base Monetaria implica un aumento de 0.48% en el consumo en el largo plazo.

Finalmente se debe verificar que los residuales sean ruido blanco, para lo que se realiza el test LM:

VEC Residual Serial Correlation LM
 Tests
 H0: no serial correlation at lag order h
 Included observations: 107

Lags	LM-Stat	Prob
1	16.54964	0.0024
2	8.114147	0.0875
3	11.00339	0.0265
4	4.986777	0.2887
5	13.61849	0.0086
6	6.993950	0.1362
7	6.307149	0.1774
8	9.170017	0.0570
9	6.480147	0.1660
10	2.575210	0.6312
11	1.428470	0.8392
12	2.429139	0.6574
13	4.082656	0.3949
14	2.392279	0.6640
15	2.233161	0.6930
16	2.957133	0.5650
17	2.578706	0.6306
18	0.702607	0.9510
19	6.499707	0.1648
20	5.207294	0.2667

Sólo en los rezagos uno, tres y cinco se rechaza que la correlación sea cero; esto implica que los residuales pueden no ser ruido blanco.

4.3.2.2.3. Cinco Rezagos

Siguiendo un procedimiento análogo a los anteriores se obtienen los siguientes resultados.

Para las especificaciones de cointegración:

Included observations: 102
 Series: LNCONSUMO LNBASE
 Lags interval: 1 to 5

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	515.9280	515.9280	518.4722	518.4722	520.5217
1	519.2882	519.4038	520.3343	523.0636	524.2370
2	520.1224	520.3375	520.3375	524.4303	524.4303
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-9.724079	-9.724079	-9.734749	-9.734749	-9.735720*
1	-9.711534	-9.694191	-9.692830	-9.726737	-9.730137
2	-9.649460	-9.614460	-9.614460	-9.655496	-9.655496
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-9.209379*	-9.209379*	-9.168578	-9.168578	-9.118079
1	-9.093893	-9.050816	-9.023719	-9.031891	-9.009556
2	-8.928879	-8.842409	-8.842409	-8.831975	-8.831975

Para ninguna especificación hay cointegración entre las variables.

4.3.2.2.4. Un Rezago

Siguiendo un procedimiento análogo a los anteriores se obtienen los siguientes resultados.

Para las especificaciones de cointegración:

Included observations: 106
 Series: LNCONSUMO LNBASE
 Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	1	0	0	0
Max-Eig	1	1	0	0	0

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	504.8297	504.8297	517.8982	517.8982	519.5155
1	518.3800	518.5318	519.5470	519.8244	520.6994
2	519.4374	519.9432	519.9432	520.7369	520.7369
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-9.449617	-9.449617	-9.658456*	-9.658456*	-9.651236
1	-9.629811	-9.613808	-9.614095	-9.600459	-9.598102
2	-9.574290	-9.546098	-9.546098	-9.523337	-9.523337
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-9.349109	-9.349109	-9.507695*	-9.507695*	-9.450222
1	-9.428797	-9.387667	-9.362827	-9.324065	-9.296581
2	-9.272768	-9.194323	-9.194323	-9.121309	-9.121309

Como los resultados de los criterios de Schwarz y Akaike dan especificaciones para las que no hay cointegración se escoge la primera especificación que corresponde a datos sin tendencia y vector de cointegración sin tendencia y sin intercepto.

A continuación se presenta la prueba de cointegración de Johansen, con las especificaciones encontradas.

Included observations: 106 after adjustments
Trend assumption: No deterministic trend
Series: LNCONSUMO LNBASE
Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.225599	29.21535	12.32090	0.0000
At most 1	0.019753	2.114756	4.129906	0.1720

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.225599	27.10059	11.22480	0.0001
At most 1	0.019753	2.114756	4.129906	0.1720

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 518.3800

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LNCONSUMO	LNBASE
1.000000	-0.513067
	(0.11702)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LNCONSUMO)	0.000595
	(0.00036)
D(LNBASE)	0.006030
	(0.00112)

A continuación se presenta el VEC:

Vector Error Correction Estimates
 Included observations: 106 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LNCONSUMO(-1)	1.000000	
LNBASE(-1)	-0.513067 (0.11702) [-4.38450]	
Error Correction:	D(LNCONSU MO)	D(LNBASE)
CointEq1	0.000595 (0.00036) [1.66495]	0.006030 (0.00112) [5.37199]
R-squared	0.047635	0.127492
Adj. R-squared	0.029142	0.110551
Sum sq. resids	0.014950	0.147482
S.E. equation	0.012048	0.037840
F-statistic	2.575879	7.525275
Log likelihood	319.5144	198.1996
Akaike AIC	-5.971970	-3.683011
Schwarz SC	-5.896589	-3.607630
Mean dependent	0.006525	0.048274
S.D. dependent	0.012227	0.040123
Determinant resid covariance (dof adj.)		2.05E-07
Determinant resid covariance		1.94E-07
Log likelihood		518.3800
Akaike information criterion		-9.629811
Schwarz criterion		-9.428797

La velocidad de ajuste no es significativa, sin embargo la relación de largo plazo tiene el mismo signo que las anteriores, lo que implica que un aumento en la base monetaria aumenta el consumo.

5. Elección de Modelos

5.1. M1

Para el caso del M1 se escoge el modelo con 10 rezagos porque estudios han demostrado que los efectos de la política monetaria se presentan a los dos años aproximadamente, además el de 30 rezagos no es un modelo muy parsimonioso.

Para este caso se realizan las pruebas de exclusión:

```
Vector Error Correction Estimates
Included observations: 97 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]
```

```
Cointegration Restrictions:
  B(1,1)=0
Convergence achieved after 7 iterations.
Not all cointegrating vectors are identified
LR test for binding restrictions (rank = 1):
Chi-square(1)          19.93833
Probability             0.000008
```

```
Vector Error Correction Estimates
Included observations: 97 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]
```

```
Cointegration Restrictions:
  B(1,2)=0
Convergence achieved after 4 iterations.
Not all cointegrating vectors are identified
LR test for binding restrictions (rank = 1):
Chi-square(1)          17.06815
Probability             0.000036
```

En ellas se puede ver que ambas variables hacen parte del vector de cointegración. Ahora se hacen pruebas sobre las velocidades de ajuste:

Vector Error Correction Estimates
 Included observations: 97 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:
 A(1,1)=0
 Convergence achieved after 8 iterations.
 Not all cointegrating vectors are identified
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(1) 20.19529
 Probability 0.000007

Vector Error Correction Estimates
 Included observations: 97 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:
 A(2,1)=0
 Convergence achieved after 4 iterations.
 Not all cointegrating vectors are identified
 LR test for binding restrictions (rank = 1):
 Chi-square(1) 1.252946
 Probability 0.262991

Esto prueba que el m1 es débilmente exógeno, por lo que se permite una representación uniecuacional. El resultado obtenido se presenta a continuación, donde se han eliminado todos los rezagos no significativos.

Dependent Variable: DLNCONSUMO
 Method: Least Squares
 Included observations: 105 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008995	0.003039	2.959664	0.0038
EC(-1)	-0.326516	0.055950	-5.835886	0.0000
DLNM1(-1)	0.045188	0.043356	1.042263	0.2998
DLNM1(-2)	-0.110462	0.041903	-2.636166	0.0097
R-squared	0.323455	Mean dependent var		0.006547
Adjusted R-squared	0.303360	S.D. dependent var		0.012393
S.E. of regression	0.010344	Akaike info criterion		-6.267452
Sum squared resid	0.010807	Schwarz criterion		-6.166349
Log likelihood	333.0413	F-statistic		16.09600
Durbin-Watson stat	1.926217	Prob(F-statistic)		0.000000

En esta especificación EC representa la ecuación de cointegración:

$$EC = \ln \text{consumo} - 0.2354 * \ln m1 + 0.0066 * \text{trend} - 7.78$$

Las pruebas sobre los residuales no rechazan que sean ruido blanco.

Según la ecuación de cointegración el consumo autónomo son 2392 miles de millones de pesos y que un aumento de 1% en el M1 genera un crecimiento del consumo en un 0.235% en el largo plazo.

La velocidad de ajuste indica una corrección del 32% cada trimestre.

Los coeficientes de corto plazo muestran que la relación entre M1 y consumo es directamente proporcional para el primer rezago y negativa para el segundo.

5.2. Base

Para el modelo con la base como variable proxy de la oferta monetaria no se encontró un buen modelo.

El modelo con 30 rezagos se ha descartado por ser poco parsimonioso.

El de cero rezagos, al hacer la prueba de exclusión para el coeficiente de la base en el vector de cointegración, se obtiene el siguiente resultado:

```
Vector Error Correction Estimates
Included observations: 107 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]
```

Cointegration Restrictions:

B(1,2)=0

Convergence achieved after 1 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 2.717189

Probability 0.099273

Esto indica que la base no hace parte del vector de cointegración.

Para el caso de cinco rezagos ninguna de las cinco especificaciones presenta cointegración.

Para el caso de un rezago existe el mismo problema que para el de cero rezagos, la base no hace parte significativa del vector de cointegración:

```
Vector Error Correction Estimates
Included observations: 106 after adjustments
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]
```

Cointegration Restrictions:

B(1,2)=0

Convergence achieved after 1 iterations.

Not all cointegrating vectors are identified

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 1.350768

Probability 0.245144

6. Conclusiones

Los datos utilizados para el caso colombiano no presentan evidencia suficiente que soporte la teoría austriaca del ciclo económico, según la cual una expansión monetaria genera una disminución del consumo en el largo plazo.

Para el caso de los modelos con Base Monetaria no se encontró ninguno apropiado, en los de cero y un rezago la base monetaria no hace parte significativa del vector de cointegración, en cuanto al de cinco rezagos las variables no presentan cointegración y el de 30 rezagos se descartó por ser poco parsimonioso y la pérdida de grados de libertad que seto implica.

Para los modelos del M1 se escogió el de 10 rezagos, soportado en los estudios de impacto de la política monetaria. En él se encontró que los rezagos del consumo en diferencias no son significativos y que para el M1 sólo lo son los dos primeros. En él se encontró el consumo autónomo de 2392 miles de millones de pesos y una elasticidad en el largo plazo de 0.235. En cuanto a la velocidad de ajuste se obtuvo 0.32, lo que quiere decir 32% de corrección cada trimestre.

Entre las explicaciones de este resultado puede ser que simplemente no se cumpla la teoría austriaca para el caso colombiano, sin embargo, el problema podría estar en los datos: primero la escuela austriaca no desarrolló su teoría matemáticamente, por lo que no existen variables adecuadas para sus conceptos; en cuanto a este aspecto se va a realizar el mismo trabajo con la TIN (Tasa de Interés Natural). El M1 y la Base Monetaria involucran variables y aspectos económicos que no reflejan necesariamente una expansión monetaria.

Podrían existir problemas con la agrupación de los datos, aunque las gráficas muestran que se mantiene la tendencia al pasar las series de mensuales a trimestrales por un promedio simple, en este procedimiento pudo haber "pérdida" de información.

Los datos utilizados, sin embargo, no presentan evidencia de que una expansión monetaria genere una disminución del consumo en el largo plazo

7. Referencias

- Hayek, F. (1996) *Precios Y Producción: Una Explicación De Las Crisis De Las Economías Capitalistas*. UNION EDITORIAL, MADRID.
- Mulligan, R. (2006) *An empirical examination of Austrian business cycle theory*. In: *The Quarterly Journal Of Austrian Economics*.
- Keeler, J. (2001) *Empirical Evidence on the Austrian Business Cycle Theory*. In: *The review of Austrian Economics*.