



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLVII Reunión Anual

Noviembre de 2012

ISSN 1852-0022

ISBN 978-987-28590-0-8

LA INFLACIÓN EN ARGENTINA: UN MODELO
DE SIMULACIÓN A TRAVÉS DE UN ANÁLISIS
DE COINTEGRACIÓN.

Quaglia Dante

**La inflación en Argentina: un modelo de simulación a través
de un análisis de cointegración.**

Dante Nicolás Quaglia¹

Resumen

A partir del año 2002 la Argentina experimentó un continuado proceso inflacionario. Desde el año 2007 el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC), al cambiar la metodología de medición de la inflación, generó incertidumbre sobre el Índice de Precios al Consumidor. A través de un modelo VECM (Vector Error Correction Model) utilizando las variables que componen la función demanda de dinero, se realizó una simulación de la serie IPC para el año 2007. El resultado es similar a la serie elaborada por la Provincia de Santa Fe, que podría utilizarse como continuadora de la serie original.

Palabras clave: inflación, demanda de dinero, cointegración, pronóstico.

JEL Classification: C32, C53, E41.

Abstract

As from 2002, Argentina has experienced a continuing inflation process. Since 2007, the National Institute of Statistics and Census (INDEC) changed the methodology of measuring inflation, creating uncertainty about the Consumer Price Index. With a VECM (Vector Error Correction Model) using the variables of the money demand function, we performed a simulation of the IPC series for 2007. The result is similar to the series developed by the Province of Santa Fe, which could be used as a continuation of the original series.

Keywords: inflation, money demand, cointegration, forecast.

JEL Classification: C32, C53, E41.

¹ Departamento de Economía y Finanzas Facultad de Ciencias Económicas - Universidad Nacional de Córdoba.
Email: dnquaglia@hotmail.com.

1. Introducción.

Buena parte de la historia económica argentina del siglo XX ha estado signada por procesos inflacionarios. En los últimos treinta años, la Argentina pasó por períodos de alta inflación, hiperinflación y estabilidad de precios. En los años 80 se vivieron procesos hiperinflacionarios que generaron graves problemas en la economía argentina. Durante la década del 90, con la implementación de un régimen monetario de tipo de cambio fijo de 1 a 1, se logró estabilizar el nivel de precios, obteniendo variaciones mensuales similares a los países desarrollados. El régimen de convertibilidad fue durante diez años la política monetaria aplicada por el Banco Central Argentino. Aunque se logró estabilidad en los precios durante ese período, a partir del año 1999 la economía argentina comenzó un persistente proceso recesivo, que desembocó en una crisis económica e institucional sin precedentes a fines del 2001. Con la salida de la convertibilidad en enero del 2002, a partir del año 2003 se inició en la Argentina un proceso de crecimiento económico sostenido. Este crecimiento estuvo acompañado de un creciente aumento en el nivel general de precios, que comenzó a acelerarse a partir del año 2007.

El régimen monetario aplicado a partir del 2002 consistió en flotación administrada del tipo de cambio, poniendo metas sobre el crecimiento de agregados monetarios. De esta manera, el estudio de los factores que intervienen en la formación de los precios es de singular relevancia para la política económica, debido al impacto que la inflación tiene en el desarrollo económico del país. El aumento de precios afecta a los asalariados en la pérdida de poder adquisitivo, genera incertidumbre para la toma de decisiones de inversión de los empresarios, y erosiona la competitividad externa.

El análisis de estas interrelaciones puede realizarse a través de modelos VAR (Vector Autoregression). Cuando se está en presencia de series no estacionarias, pueden existir relaciones de largo plazo entre las series que lo componen. Los modelos VECM (Vector Error Correction Model), son una profundización de los modelos VAR, que permiten corregirlos incorporando (cuando existen) las relaciones de cointegración entre variables integradas de primero y segundo orden, es decir, sus relaciones de largo plazo. Esto es factible cuando una (o más) combinación lineal entre las series involucradas resulta estacionaria.

Un inconveniente de las estadísticas argentinas es que no existe una serie mensual para el PBI. Esta situación ha provocado que la mayoría de los estudios acerca de las variables intervinientes en la función de demanda de dinero utilicen datos trimestrales (Ahumada (2010 y 2009), Aguirre (2006), Gay (2004), Utrera (2002), entre otros), con la única excepción del trabajo realizado por Chatruc (2007). Al ser las series trimestrales, se necesita un período relativamente grande de tiempo para poder contar con los datos necesarios que hagan consistente el modelo MCE. Una consecuencia derivada de este hecho es que las series utilizadas presentan grandes variaciones a lo largo del tiempo, debido a cambios estructurales y diversos shocks, producto de la turbulenta historia económica argentina. Otra problemática presente en los trabajos recientes es que el período de análisis más actual llega sólo al 2008 (Ahumada 2010), dejando un vacío importante en el análisis del proceso económico registrado en los últimos años.

El hecho de no contar con análisis mensuales es una carencia significativa, debido a la relevancia que tienen estas variables en el análisis económico y el diseño de política. A esto se suma que a partir del año 2007, con el cambio metodológico en la elaboración del IPC INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos), no hay una única serie de referencia para la variación en el nivel de precios, siendo esta una de las razones de que no se encuentren trabajos actuales sobre esta temática. En períodos de aceleración inflacionaria, el seguimiento tanto mensual como trimestral de las variables involucradas es de suma utilidad para la política

monetaria. Para esto es necesario contar con una serie que refleje de manera congruente la variación en el nivel de precios de la economía.

El presente trabajo tiene la siguiente estructura: en la sección 2 se presenta el marco teórico que se utilizará a lo largo del trabajo, haciendo una breve revisión de la literatura existente. En la sección 3 se describen los datos utilizados. En la sección 4 se construye un Modelo de Corrección del Error involucrando las variables que componen la demanda de dinero a partir de series mensuales. Se utiliza como aproximación al PBI real el Estimador Mensual de Actividad Económica EMAE elaborado por el INDEC. Luego de especificar y estimar el modelo para el año 2003-2006, en la sección 5 se utiliza dicho modelo para generar una predicción de la variable IPC, creando una serie simulada para el año 2007. En la sección 6 se compara la serie simulada con las distintas series existentes con el objetivo de evaluar el ajuste del modelo de predicción y la posibilidad de empalmar la serie IPC INDEC con una serie de las existentes, y en la sección 7 se presentan las conclusiones.

2- Función Demanda de dinero.

El análisis de las variables económicas que interactúan influyendo en el nivel de precios del sistema económico ha sido objeto de investigación desde diversas teorías. La teoría cuantitativa del dinero, por ejemplo, aporta la explicación clásica sobre las causas centrales del aumento de los precios en una economía, a través de la ecuación de Fisher. Con una velocidad de circulación constante, las variaciones en los precios son producidas, o por cambios en el producto de la economía, o por cambios en la cantidad de dinero presente en el sistema. Esta lógica simple del funcionamiento de la economía sirvió de pilar para la política monetaria clásica, que en líneas generales plantea que el dinero no tiene efectos reales en la economía, ya que un aumento en la cantidad ofrecida, cuando se mantiene constante el producto, se traslada directamente a un aumento de los precios. Uno de los mayores exponentes del desarrollo teórico del monetarismo fue M. Friedman (1956), que reformuló la teoría cuantitativa y desarrolló diversos estudios sobre la estructura de la demanda de dinero. Otro enfoque sobre la función demanda de dinero fue la propuesta por Baumol (1952) y Tobin (1956), que parte de determinar el volumen óptimo de dinero a mantener inicialmente por los agentes para realizar transacciones, dado el costo de oportunidad que conlleva la tenencia de dinero en efectivo, y el costo de corretaje asociado.

Dos supuestos importantes que sustentan la teoría cuantitativa de dinero, es la existencia de pleno empleo, y velocidad de circulación constante. Sin embargo, estos supuestos, centrales en la teoría cuantitativa, no siempre se encuentran presentes en las economías reales. Desde esta perspectiva surgieron interpretaciones como la desarrollada por J.M. Keynes (1936), que puso en cuestión, entre otras, estas dos premisas clásicas. Elaboró su teoría introduciendo la posibilidad de que una economía funcionara con un persistente desempleo de factores productivos. Planteó también que la velocidad ingreso del dinero no tenía ninguna razón para permanecer constante². De este modo no sería posible obtener una demanda de dinero única y estable para la economía, ya que las variaciones en la velocidad de circulación no permitirían obtenerla. Además, en economías con desempleo de factores la relación entre cantidad de dinero y aumento del producto no es necesariamente de uno a uno, como lo establece la ecuación clásica³.

² "Teoría General de la Ocupación, el Interés y el Dinero", pág. 287.

³ Esta situación se produjo en los primeros tiempos de la Argentina pos convertibilidad, donde tanto el trabajo como el capital se hallaban sub empleados. La capacidad instalada para el año 2002 era del 55.7%, y la

Los debates teóricos buscaron sustento en los trabajos empíricos. La incorporación del análisis de series de tiempo mediante los modelos de Vectores Autorregresivos en primera instancia, y los Modelos de Corrección del Error (MCE) después, permitieron avanzar en el análisis de las interrelaciones entre las variables que componen la demanda de dinero. Se pusieron a prueba los valores y estabilidad de los coeficientes de las variables involucradas: la elasticidad ingreso unitaria es una de las condiciones de la ecuación cuantitativa, mientras que la demanda de dinero Baumol -Tobin establece que dicho valor es de 0,5. Sin embargo, se debe proceder con cuidado al presentar los resultados de las pruebas de hipótesis, ya que mostrarlos como argumentos irrefutables en favor de una u otra teoría es un error en el que se puede incurrir con facilidad⁴.

2.1. Algunos desarrollos empíricos para Argentina.

Existen diversos trabajos que realizan estimaciones de la función de demanda de dinero para la Argentina. Dentro de los más recientes, se pueden distinguir dos grupos, uno orientado a la estimación y predicción de las variables (Ahumada 2009, Aguirre 2007) y otro enfocado en la estimación de acuerdo a distintas variaciones propuestas a la demanda de dinero tradicional (Ahumada 2010, Chatruc 2007, Gay 2004, Utrera 2002).

Dentro de este primer grupo, Aguirre realiza un análisis de cointegración entre los distintos agregados monetarios deflactados por el Índice de Precios al Consumidor del INDEC (IPC INDEC) y las series PBI y tasa de interés de plazo fijo de 30 a 59 días, con datos trimestrales para el periodo 1993:2-2005:3. El recorte a ese período está sustentado en que las series presentan grandes irregularidades con anterioridad a dichas fechas, producto de las turbulencias económicas pre convertibilidad. En la estimación del Modelo de Corrección del Error, concluye que es probable la existencia de dos relaciones de cointegración, aunque en su estimación encuentra dos relaciones no estacionarias. Además el valor de los coeficientes hallados no se ajustan a lo esperado de acuerdo al marco teórico allí utilizado. La predicción sobre las variables de interés fue realizada en ese estudio mediante modelos uniecuacionales de corto plazo. Ahumada, por su parte, realiza una comparación entre distintos modelos de predicción, utilizando, entre otros, un Modelo de Corrección del Error, con datos trimestres para el periodo de 1977 a 2006. El MCE estimado encuentra una relación de cointegración entre las variables PBI (más importaciones), la tasa de interés de plazos fijos de 30 a 59 días, y el agregado monetario M2 deflactado por el Índice de Precios al Consumidor del INDEC, descartando la tasa de inflación y el tipo de cambio nominal como parte de las relaciones de largo plazo. Con la construcción de un modelo con 4 lags en las diferencias, realiza una predicción de 4 trimestres para las ventanas 1977:1-2003:1, 1977:1-2004:1, y 1977:1-2005:1.

Dentro del grupo de modelo de estimación, el más reciente es el de Ahumada (2010), en el cual se amplía el período de estimación del trabajo previo hasta el 2008, y evalúa la posibilidad de utilizar el tipo de cambio nominal como deflactor de la cantidad de dinero en vez del Índice de Precios al Consumidor. Las series involucradas fueron las mismas que en el trabajo de 2009, incorporando el tipo de cambio real peso dólar. La serie de precios usada fue IPC INDEC, y concluye que es factible utilizar el tipo de cambio real como deflactor del agregado monetario.

desocupación rondaba el 21%. En el año 2007, la capacidad instalada se había recuperado al 74%, y la desocupación había bajado al 8.5%.

⁴ Para una profundización se puede ver "Progresos en Econometría", Colección Progresos en Economía, Asociación Argentina de Economía política, año 2005. Pág. 5 a 25.

A. Gay realiza una de estimación de la demanda de dinero para una pequeña economía abierta, utilizando el modelo de Rogoff, incluyendo las variables de tasa de interés extranjera y el tipo de cambio nominal. Los datos utilizados son trimestrales y corresponden al período 1967-2003. Utrera, por su parte, analiza la demanda de dinero para el período de convertibilidad, encontrando resultados consistentes con reformulaciones del modelo de Mundell-Flemming para economías abiertas, con libre movilidad de capitales y tipo de cambio fijo.

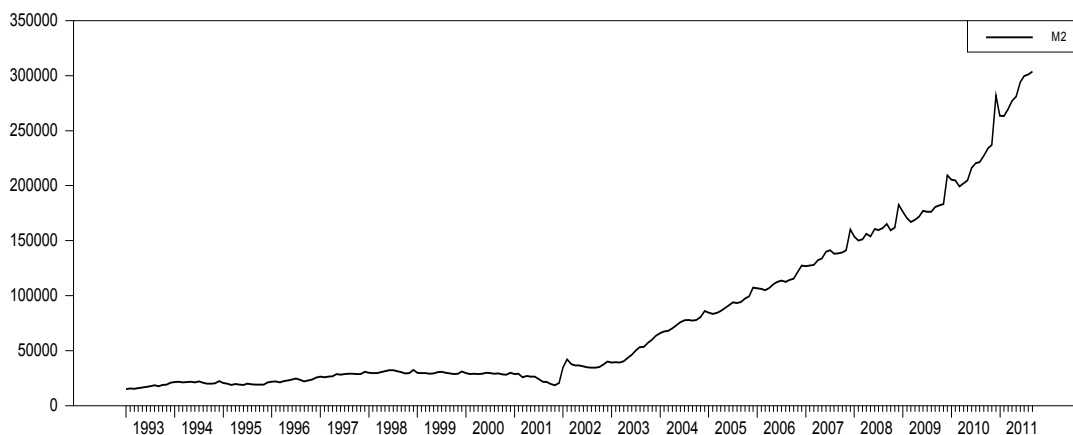
Cabe destacar dentro de este grupo el trabajo desarrollado por M. Chatruc (2007), debido a que es el único que realiza una estimación de la demanda de dinero utilizando series mensuales. El periodo de estimación fue 1993-2006, y las series involucradas fueron el agregado monetario M1 deflactado por el IPC INDEC, el Estimador Mensual de Actividad Económica, la tasa de interés domestica de plazo fijo de 30 a 59 días, la tasa de interés extranjera y el tipo de cambio real multilateral.

Estos tres trabajos consideran con diversos matices a la economía argentina como una economía abierta. Sin embargo, el aislamiento externo producido por el default del 2002 hace que esta forma de modelar la demanda de dinero no sea la más adecuada para el período 2003-2007. El modelo simple utilizado en el presente trabajo involucra el Producto Interno Bruto real, que representa el sector real de la economía; la tasa de interés doméstica, que se expresa como el costo de oportunidad de conservar dinero; la oferta monetaria, que en equilibrio es igual a la demanda monetaria, y el nivel de precios, que vincula el sector real con el monetario.

3. Las variables involucradas.

Para poder realizar análisis mensuales, en el presente trabajo se utiliza como una aproximación al PBI real la serie elaborada por el INDEC que mide el nivel de actividad económica, el EMAE. De esta manera, se puede construir un modelo mensual que tenga presente el efecto del sector real. Las series utilizadas fueron, para la oferta monetaria, el agregado monetario M2, que es el que actualmente utiliza el Banco Central para controlar las metas de política monetaria. La tasa de interés, que expresa el costo de oportunidad de mantener dinero en efectivo, fue la tasa BADLAR, que es un promedio de las distintas tasas de interés para plazos fijos de más de un millón de pesos. Por último, para el nivel de precios, se utilizó el IPC elaborado por el INDEC. A continuación se presentan las series en el período desde 1993:1 a 2011:9, y luego se hace foco en el período utilizado en el trabajo.

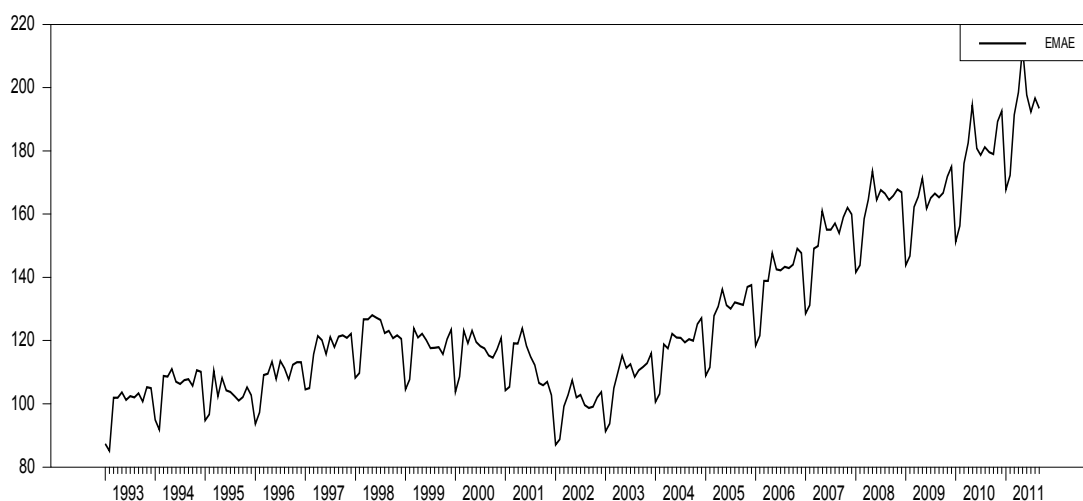
Gráfico 1: Agregado monetario M2.



Fuente: elaboración propia en base a datos del BCRA.

El período 1993:1 a 2011:9 se caracteriza por dos regímenes monetarios claramente diferenciados. En el año 1993 se encontraba en plena vigencia la convertibilidad. Este régimen monetario de tipo de cambio fijo, se mantuvo en Argentina hasta enero del año 2002, fecha en la que se decide liberar el tipo de cambio. A partir de allí, se produce un cambio de política monetaria, pasando de un tipo de cambio fijo de convertibilidad a un tipo de cambio flexible administrado, con metas sobre el agregado monetario M1, y posteriormente, el M2⁵. El cambio de un régimen a otro se produjo de manera desordenada, en medio de una crisis económica y política de envergadura. La serie muestra un claro cambio estructural a partir de la liberalización del tipo de cambio en enero de 2002, donde el M2 salta bruscamente en pocos meses. Luego de un período de relativa estabilización, a partir de enero de 2003 comienza el crecimiento sostenido que se observa en el gráfico y continúa hasta la actualidad. En el año 2010 parece acelerarse el crecimiento del M2, mostrando una pendiente más pronunciada.

Gráfico 2: Estimador mensual de Actividad Económica.



Fuente: elaboración propia en base a datos del INDEC.

Este indicador de actividad económica se comienza a publicar a partir de enero de 1993. La metodología del EMAE señala que el mismo representa un anticipo provisorio del PBI trimestral. Es elaborado a partir de la agregación de las estimaciones realizadas para cada uno de los sectores económicos a precios de 1993, y se presenta como número índice. “El objetivo es contar con una pauta del comportamiento de la actividad económica real para un período inferior al del PIB trimestral a precios constantes”⁶.

Al igual que el agregado monetario M2, este índice sigue una trayectoria diferenciada para el período 1993 a 2001, y del 2002 en adelante⁷.

Se puede ver el período recesivo que comienza en el año 1999 y termina en el 2002. Luego de esta etapa, el EMAE comienza la senda de crecimiento, con un período de amesetamiento en el año 2009 producto de la crisis internacional.

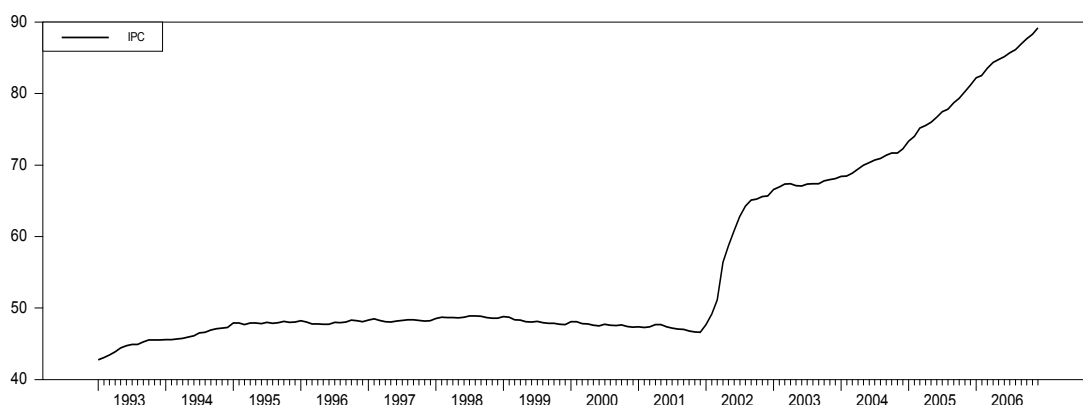
⁵ El cambio de objetivo de agregado monetario se produce para el año 2006.

⁶ Estimador Mensual de Actividad Económica: fuentes de información y métodos de estimación. Metodología 15. INDEC.

<http://www.indec.gov.ar/nuevaweb/cuadros/17/CUENTASNACIONALESTAPA-PUB.pdf>

⁷ Se observa además la presencia de estacionalidad en el mes de febrero para toda la serie.

Gráfico 3: Índice de Precios al Consumidor.

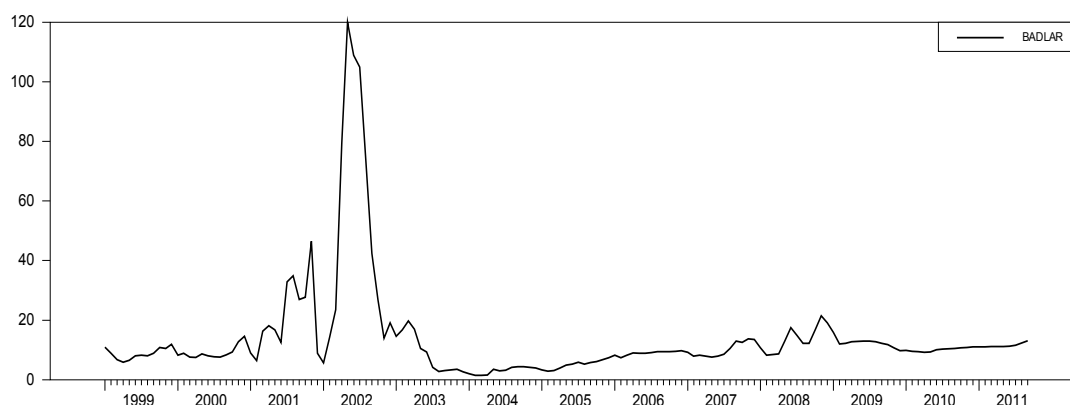


Fuente: elaboración propia en base a datos del INDEC.

El IPC es el indicador utilizado habitualmente para observar la variación del nivel general de precios. Es notable, para un país acostumbrado a elevados niveles de inflación, la poca variación en este índice registrado durante el período de convertibilidad. Al igual que el M2 y el EMAE, se produjo en la serie un cambio estructural en el año 2002, tanto de ordenada al origen como de tendencia. Luego del salto en los primeros 6 meses del 2002, en 2003 comienza a estabilizarse en una tendencia creciente.

A partir de enero de 2007 la metodología del IPC elaborado por el INDEC cambia, y sus valores comienzan a divergir de aquellos elaborados por distintos organismos públicos y privados. Esto condujo a un cuestionamiento sobre la validez de los datos obtenidos con la nueva metodología.

Gráfico 4: Tasa de interés Badlar.



Fuente: elaboración propia en base a datos del BCRA.

La tasa de interés BADLAR se publica desde el año 1999, y es el promedio de la tasa de interés pagada por depósitos a plazo fijo de más de un millón de pesos de entidades financieras. Esta tasa es utilizada como referencia para diversas operaciones financieras. La

serie muestra el impacto de la crisis de 2001 sobre el sistema bancario. De una tasa del 8% en diciembre de 2001, pasa al 119,9% en mayo de 2002, manteniendo tasas sobre el 100% en los dos meses posteriores, junio y julio. La crisis del sistema bancario y la dificultad para generar confianza en los depositantes mantuvo las altas tasas durante el año 2002, A partir de mayo la tasa baja alrededor del 10%, y en junio de 2003 vuelve a valores de un dígito. En el segundo semestre del año 2008 se aprecia el efecto de la crisis internacional sobre la serie.

Un elemento común a las cuatro series es que se ven afectadas significativamente por la crisis del 2001. En el caso de la tasa de interés, parece a primera vista un shock transitorio, ya que después del periodo de crisis, 2001-2002, recupera sus valores previos. Más profunda es la consecuencia en la trayectoria de las series M2, EMAE e IPC. En los tres casos se observa un cambio permanente en las respectivas tendencias. En el caso del agregado monetario M2 y el IPC, ambas series muestran un cambio también en la ordenada al origen. A partir del año 2003 se consolidan las tendencias de las series EMAE, IPC y M2. La tasa BADLAR vuelve a los valores de un dígito a partir de junio del mismo año.

3.1. Elección del período.

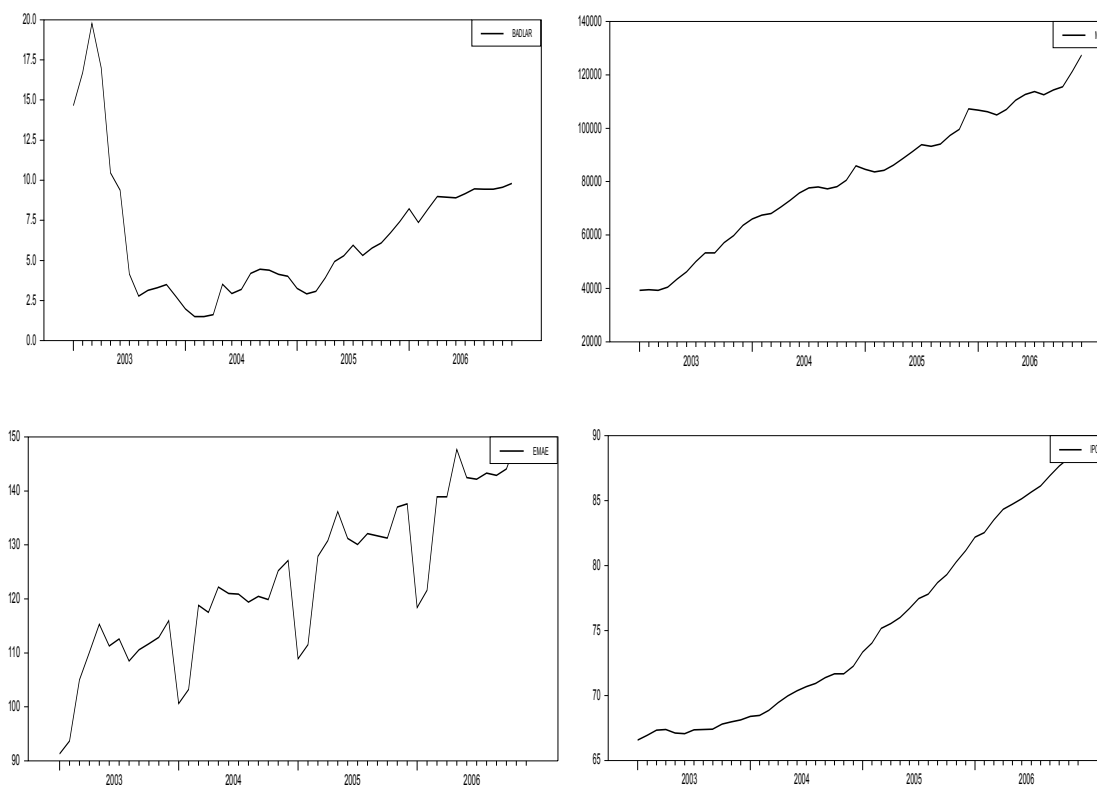
Cuando se trabaja con modelos de corrección del error con fines de predicción, existen dos supuestos a considerar para la obtención de los pronósticos: el primero, es que el modelo representa correctamente las relaciones entre las variables económicas; y el segundo, que los valores de los coeficientes estimados se mantienen en el tiempo. Este segundo supuesto es difícil de encontrar en economía, debido a que las series económicas son intrínsecamente evolutivas, sujetas a shocks y cambios estructurales en el tiempo. (Ahumada 2005). Sin embargo resulta deseable que las series involucradas resulten relativamente estables, o con cambios paulatinos a través del tiempo.

Teniendo en cuenta estos criterios, se decidió utilizar el periodo 2003-2006⁸ para el Modelo de Corrección del Error, teniendo en cuenta que estimar el periodo completo no agregaría información para el objetivo de predicción, debido a que el cambio en las estructuras de las series con quiebre en enero de 2002 sugiere dos modelos explicativos distintos de las relaciones entre las variables.

En el gráfico a continuación se presentan las series en el período de estudio.

⁸ Si bien las observaciones son 48, se optó por no complejizar innecesariamente el modelo agregando observaciones que no aportarían información al pronóstico.

Grafico 5: Series Badlar, M2, EMAE e IPC, periodo 2003-2006.



Fuente: elaboración propia en base a datos del BCRA e INDEC.

Las series en este periodo son más estables en sus tendencias⁹. La tasa BADLAR comienza con un pico, pero luego de los primeros meses se estabiliza en valores por debajo del 10%. La serie IPC muestra un crecimiento moderado al principio del período, y uno más pronunciado a partir del año 2005. El agregado M2, por su parte, presenta una tasa de crecimiento decreciente a partir del año 2003, al igual que la serie EMAE.

4. Modelo de Corrección del Error.

Cuando se estima un modelo VAR en diferencias, hay que considerar en primera instancia si existen raíces unitarias en las series involucradas, ya que se podría estar en presencia de relaciones de largo plazo entre las variables. Se dice que dos o más variables están cointegradas si existe una combinación lineal entre ellas que resulte estacionaria (Juselius 2006). Siguiendo el procedimiento sugerido por Enders (2004) se procedió en primera instancia a evaluar la estacionariedad de las series a través del test de Dickey- Fuller aumentado. También se evaluó si las series son estacionarias en tendencia, debido a que si se encuentran series con estas características el modelo de corrección del error podría incluir una tendencia dentro del espacio de cointegración (Juselius 2006).

⁹Estas tendencias se mantienen si se observa el período 2003-2011

A las series se les aplicó una transformación logarítmica de manera que no haya series integradas de orden 2. En la siguiente tabla se muestran los valores críticos obtenidos:

Tabla 1: test DFA.

Serie	Constante		Constante y tendencia	
	2 lags	4 lags	2 lags	4 lags
LBADLAR	-10.8792	-6.7998	-11.98677	-11.6043
LM2	-1.8707	-1.7998	-7.37243	-5.7585
LEMAE	-4.1246	-0.9257	-74.0454	-226.26
LIPC	1.0187	0.6797	-4.75459	-4.58

Al realizar el test DFA con constante sin tendencia los valores obtenidos no permiten rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria con un nivel de confianza del 95%¹⁰ para las cuatro series, tanto con 2 y 4 lags.

Para el test con constante y tendencia, el valor de estadístico DFA de la serie LEMAE permite rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria con un 95% de confianza¹¹, tanto para 2 y 4 lags. Para las series restantes, el valor del estadístico DFA señala la presencia de raíz unitaria¹².

La estimación del modelo comienza con el análisis de cointegración. Formalmente, el modelo de corrección del error puede escribirse como:

$$\Delta x_t = \pi_0 - \pi x_{t-1} - \sum \pi_i \Delta x_{t-i} - \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde X=(LBADLAR; LIPC; LM2; LEMAE)

Para estimar el modelo de corrección del error se utilizó la metodología de Johansen (1988), que mediante el método de máxima verosimilitud, permite estimar y testear la presencia de múltiples vectores de cointegración. El test de hipótesis se realiza sobre el rango de la matriz π y sus raíces características mediante el estadístico L-max y el estadístico Trace.

Se estimó el modelo con tendencia, siendo esta no significativa. El modelo entonces fue estimado incluyendo una constante dentro del espacio de cointegración, debido a que no hay razones a priori para suponer que la combinación lineal entre las variables sea cero, y por más que la constante sea pequeña, incorpora información para la predicción. SE utilizó el criterio de parsimonia de Hannan- Quinn para la selección de los lags. Este criterio sugirió el uso de 3 lags en las diferencias, de la forma:

$$\Delta X_t = \pi X_{t-1} + \pi_1 \Delta X_{t-1} + \pi_2 \Delta X_{t-2} + \pi_3 \Delta X_{t-3} + \varepsilon_t \quad (2)$$

¹⁰ El valor crítico para T = 50 es -13,3 (Hamilton 1994, tabla B.5)

¹¹ El valor crítico es -19,8. Ibid

¹² El resultado para la serie LBADLAR se ve influenciado por el pico en el comienzo del período. Al realizar el test para el período 2003:6 2006:12 el estadístico DFA es -1,5656 para la prueba con constante, y -50,4676 al agregar tendencia.

El resultado del estadístico Trace y L-max se muestran a continuación, acompañados de sus valores críticos al 99% de confianza:

Tabla 2: Análisis de cointegración.

I(1) ANALYSIS						
Eigenv.	L-max	Trace	H0: r	p-r	L-max99	Trace99
0.6585	47.27	96.37	0	4	33,73	61,27
0.4446	25.87	49.10	1	3	27,07	41,19
0.2881	14.95	23.23	2	2	20,16	25,08
0.1714	8.27	8.27	3	1	12,76	12,76

Al 99% de confianza el estadístico trace sugiere 2 relaciones de cointegración. El estadístico L-Max, por su parte, sugiere la existencia de un solo vector de cointegración. Antes de concluir sobre la cantidad de relaciones de largo plazo, se procedió al análisis residual del modelo. El análisis de los residuos fue realizado al modelo sin restricción, debido a que la elección del rango de la matriz π depende de la correcta especificación del modelo previo a la restricción (Juselius 2006). El test LM de autocorrelación para el primer y cuarto orden de correlación (Godfrey 1988) no permitió rechazar la hipótesis nula de independencia de los residuos. El test de normalidad Chi cuadrado, versión multivariada del test univariado de Shenton-Bowman (Doornik-Hansen 1994), no rechazó la hipótesis nula de normalidad en los residuos.

Tabla 3: Análisis de residuos.

TEST FOR AUTOCORRELATION

LM(1), CHISQ(16) = 17.526, p-val = 0.35

LM(4), CHISQ(16) = 7.685, p-val = 0.96

TEST FOR NORMALITY

CHISQ(8) = 7.533, p-val = 0.48

Los resultados del cuadro 3 permiten concluir que los residuos tienen distribución normal y son independientes¹³, al 99% de confianza. Un elemento a tener en cuenta es que el test Chi cuadrado de normalidad es muy sensible para muestras pequeñas, y un valor outlier de la serie puede sesgar el test al rechazo de la hipótesis nula. Debido a la debilidad de la prueba multivariada de normalidad para muestras chicas, se realizó la prueba adicional de normalidad mediante la ortogonalización propuesta por Cholesky¹⁴, obteniendo los siguientes resultados:

¹³ Estos valores se mantienen luego de restringir el rango de la matriz π .

¹⁴ Para esta prueba de normalidad se utilizó el programa E-views 7.

Tabla 4: Prueba de Normalidad.

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.199764	0.292642	1	0.5885
2	-0.429704	1.354067	1	0.2446
3	0.478005	1.675583	1	0.1955
4	0.496324	1.806475	1	0.1789
Joint		5.128766	4	0.2743

Las pruebas multivariadas de Kurtosis y Jarque-Bera presentan una prob. de 0,549 y 0,690 respectivamente, y fueron realizadas al modelo restringido.

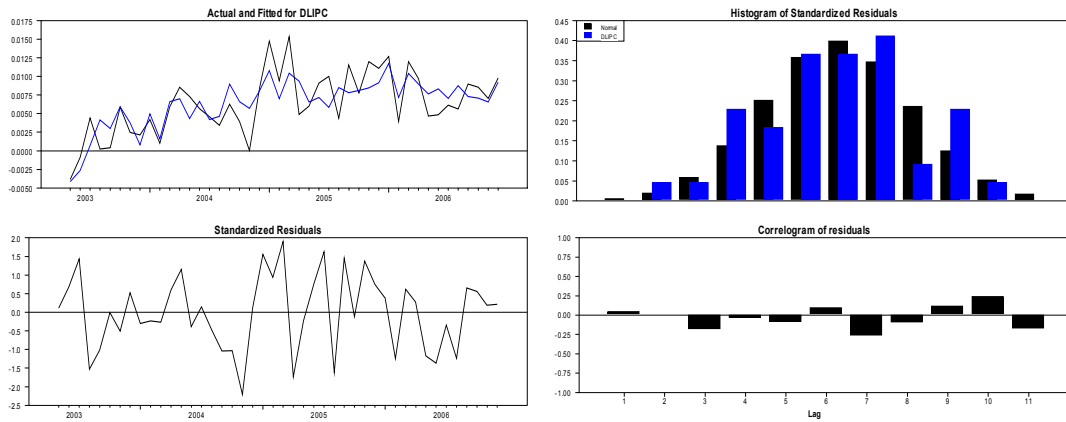
A continuación se presenta el R cuadrado de cada ecuación para evaluar el ajuste general del modelo, junto al test LM univariado de ARCH de orden 4 en los residuos, y el test de normalidad de los residuos de las series individuales. La única ecuación que muestra presencia de proceso ARCH es la correspondiente a LBADLAR, aunque el test puede estar influenciado por el pico del casi 20% que presenta al principio de la serie. Todas las ecuaciones presentan valores de normalidad univariada, y los valores del R cuadrado son significativos para todas las ecuaciones. Se presenta además una medida de bondad de ajuste, llamada Trace Correlation en el programa CATS, que es similar al R cuadrado en el modelo de regresión lineal (Juselius 2006), con un valor es de 0,598.

Tabla 5: estadísticos univariados.

ARCH(4)	Normality	R-squared
8.671	3.059	0.649
0.594	3.712	0.598
1.381	0.771	0.769
3.198	0.814	0.616

Por último, se presenta un análisis gráfico de los residuos de la serie IPC. El primero de los gráficos muestra la primera diferencia de la serie IPC, para la serie observada y la generada por el modelo. Puede observarse un buen ajuste del modelo a la serie original (el R cuadrado es del 0,616). El segundo presenta el histograma de los residuos. La forma del histograma sugiere una aproximación normal en los residuos. El tercer gráfico es de los residuos estandarizados, que lucen estacionarios, y el cuarto, muestra el correlograma de los residuos, que no presenta valores significativos.

Grafico 6: Análisis de los residuos de la serie IPC .



El análisis de los residuos permite concluir que el modelo estimado está bien especificado, y el R cuadrado y el Trace Correlation muestran un buen ajuste de las ecuaciones.

Se realizó el test de normalidad en el espacio de cointegración para asegurar el carácter no estacionario de las series involucradas. El test permitió rechazar la estacionariedad para todas las series con una significación del 5%.

Tabla 6: estacionariedad de las series.

TEST FOR STATIONARITY: LR TEST CHISQ(p-r)

r	DGF	CHISQ_5	LBADLAR	LM2	LEMAE	LIPC
2	2	5.99	12.03	.84	22.57	23.53

El test de exogeneidad débil también permitió rechazar la hipótesis nula de exogeneidad débil para las cuatro series, al 95% de confianza.

Tabla 7: Exogeneidad débil.

TEST FOR WEAK-EXOGENEITY: LR TEST CHISQ(r)

r	DGF	CHISQ_5	LBADLAR	LM2	LEMAE	LIPC
2	2	5.99	17.28	10.75	18.00	18.77

Luego del análisis residual, se procedió a restringir la matriz π de acuerdo a las relaciones de cointegración. La cantidad de vectores de cointegración de acuerdo al estadístico Trace es de dos, mientras que el L-max sugiere una sola relación de largo plazo (tabla 2). Para evaluar la conveniencia de incluir uno o dos vectores de cointegración se restringió la matriz π teniendo en cuenta las dos opciones, y luego se evaluó según el criterio de parsimonia de Hann-Quinn y el mejor ajuste de los residuos. El criterio H-Q estableció un mejor ajuste para dos vectores (-27.23835 para 2 vectores y -27.01324 para uno). Se evaluaron también los residuos con cada restricción. Mientras que la restricción a dos vectores mantuvo la propiedad de independencia y normalidad de los residuos, al restringir el modelo a un vector de cointegración, los residuos generados rechazaron la independencia de residuos para el primer orden al 95% de confianza, y la prueba de normalidad multivariada rechazó la hipótesis nula de normalidad. Estos resultados hicieron elegir el modelo con dos vectores de cointegración, ya que estos criterios son relevantes para el modelo predictivo.

A continuación se restringió el rango de la matriz π con dos relaciones de cointegración. Los vectores fueron normalizados en LIPC y LM2 respectivamente. La matriz Beta y Alpha se muestran a continuación:

Tabla 8: Beta (transpuesta).

BETA (transposed)				
LBADLAR	LM2	LEMAE	LIPC	CONSTANT
-0.033	-0.308	-0.214	1.000	0.299
0.266	1.000	-0.923	-2.474	3.426

Tabla 9: Matriz Alpha.

ALPHA	T-VALUES FOR ALPHA			
DLBADLAR	-3.091	-1.982	-3.645	-4.869
DLM2	0.528	-0.014	4.913	-0.267
DLEMAE	1.097	-0.138	6.129	-1.612
DLIPC	-0.048	0.017	-2.735	2.016

La matriz Alpha indica la velocidad de ajuste de los desvíos del equilibrio de largo plazo de las variables sobre el cambio en periodos consecutivos.

Las dos relaciones de largo plazo encontradas fueron las siguientes:

$$\text{LIPC} = -0.299 + 0.033 \text{LBADLAR} + 0.214 \text{LEMAE} + 0.308 \text{LM2}$$

$$\text{LM2} = -3.426 - 0.266 \text{LBADLAR} + 0.923 \text{LEMAE} + 2.474 \text{LIPC}$$

Debido a que el interés está puesto en simular la serie índice de Precios al Consumidor, se presenta la ecuación completa correspondiente a la variable IPC, que quedó de la siguiente manera (t valores en paréntesis):

Efecto de largo plazo sobre el cambio en la serie LIPC:

$$DLIPC_t = 0.006 LBADLAR_{t-1} + 0.032 LM2_{t-1} - 0.005 LEMAE_{t-1} - 0.091 LIPC_{t-1} + 0.044$$

(2.640) (3.175) (-0.628) (-3.304) (1.495)

Dinámica de corto plazo:

$$DLIPC_t = -0.001 DLBADLAR_{t-1} + 0.023 DLM2_{t-1} - 0.029 DLEMAE_{t-1} + 0.378 DLIPC_{t-1}$$

(-0.546) (0.932) (1.833) (2.827)

$$-0.005 DLBADLAR_{t-2} + 0.022 DLM2_{t-2} + 0.004 DLEMAE_{t-2} + 0.284 DLIPC_{t-2}$$

(-1.849) (0.917) (0.328) (2.097)

$$-0.005 DLBADLAR_{t-3} + 0.063 DLM2_{t-3} + 0.004 DLEMAE_{t-3} + 0.167 DLIPC_{t-3}$$

(-2.055) (2.342) (0.341) (1.065)

Los valores t para el efecto del largo plazo sobre el cambio en el IPC son significativos para la serie LBADLAR, LM2, y LIPC, mientras que para la serie LEMAE este valor no es significativo. En cuanto al efecto de corto plazo, los valores t significativos para las diferencias rezagadas fueron para DLIPC_{t-1}, DLIPC_{t-2}, DLBADLAR_{t-3} y DLM2_{t-3}.

Los cambios en el nivel de precios en el período t-1 y t-2 impactan positivamente en la inflación del período t, lo que podría interpretarse como una especie de inercia inflacionaria, ya que la inflación pasada influye positivamente en la inflación actual. Los cambios en la tasa de interés por su parte, no parece influir significativamente en la inflación del periodo t, debido a sus valores extremadamente bajos.

4.1. Análisis de las relaciones de largo plazo.

El primer vector de cointegración fue normalizado para la serie LIPC. El signo que asume la serie del agregado monetario es positivo, lo que implica que un aumento en la cantidad de dinero tiene efectos positivos en el nivel de precios. Sin embargo, su valor es menor a 1, lo cual indica que un aumento unitario en el LM2 genera un aumento de 0,308 en la serie LIPC, un efecto menor al que establece la teoría cuantitativa. La serie que representa el sector real de la economía, LEMAE, presenta un valor de 0,214, lo que marca una relación directa entre el nivel de precios y el nivel de actividad económica. Esta relación supone que un aumento en la actividad económica repercute positivamente en el nivel de precios. Esta situación no se corresponde a lo esperado, que supone que aumentos en la producción mantengan el nivel de precios invariante, o disminuyan por aumento de la oferta agregada. Por último, la tasa de interés LBADLAR muestra que un aumento en la tasa de interés genera un aumento en el nivel de precios, lo cual se corresponde con la función demanda de dinero.

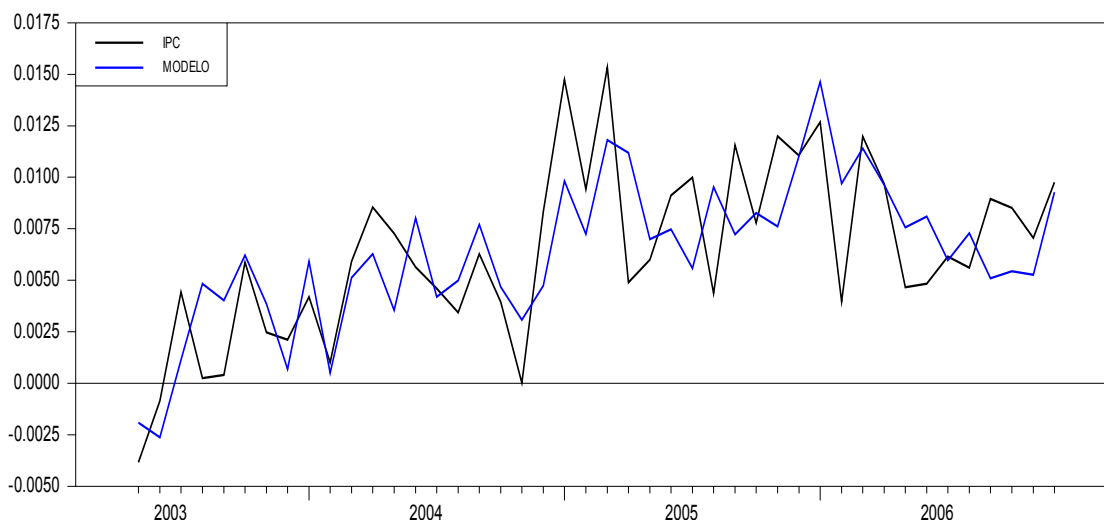
El segundo vector fue normalizado para la serie LM2. Este último vector presenta las relaciones entre variables de manera más ajustada a aquellas que componen la demanda de dinero. El signo de la serie LBADLAR es negativo. Este resultado está en consonancia con lo que establece la teoría económica, un aumento en el costo de oportunidad del dinero tiene un efecto negativo en la cantidad demandada. El signo de la serie LEMAE presenta signo positivo en la relación de largo plazo, y el valor del coeficiente es cercano a 1, tal como es esperado. Esto implica que el aumento de la actividad económica requiere un aumento en la cantidad de dinero utilizada en la economía. Por último, la serie que representa el nivel de precios, LIPC, tiene un valor positivo, de 2,474. Esta relación establece que un aumento en la cantidad de dinero

produce un aumento en el nivel de precios. Si bien el signo del coeficiente está en línea con lo esperado, el valor del coeficiente está alejado del valor que establece la teoría cuantitativa, que impone un valor de 1 para este coeficiente. Al igual que en el primer vector, un aumento en la cantidad de dinero repercute en el nivel de precios positivamente, pero en una relación menor a la unidad. Este resultado puede estar vinculado a la situación en que se encontraba la economía argentina en el período analizado. El desempleo de los factores productivos y el salto en el tipo de cambio del año 2002, pueden haber amortiguado la relación entre la cantidad de dinero y el nivel de precios. Después de la salida abrupta de la convertibilidad, en el año 2002 el M2 creció un 90%, y el IPC hizo lo propio en un 40,9%. Luego de este reacomodamiento producto de la devaluación del tipo de cambio y la fuerte emisión monetaria, la evolución de las series M2 e IPC en casi todo el período analizado muestran una relación inversa en sus tasas de crecimiento. En el año 2003 el agregado M2 creció un 56%, en el 2004 avanzó un 34%, en el 2005 ascendió un 24%, y en el 2006 su crecimiento fue del 18%. Por su parte, el IPC mostró una tasa de crecimiento del 3,7% en el 2003, 6,1% en 2004, 12,3% en 2005, y 9,8% en 2006. Esta situación estuvo acompañada de un paulatino crecimiento de la capacidad instalada, que pasó del 55,7% en el 2002, al 64,9% en 2003, 69,7% en 2004, 72,8% en 2005, y 73,7% en 2006. La desocupación, por su parte, bajó desde el 19,7% en 2002, 17% en 2003, 13,5% en 2004, 11,6% en 2005, y 10,2% en 2006. Para el año 2007 los niveles de ocupación de los factores productivos se encontraban ya en valores más cercanos al pleno empleo (74% la capacidad instalada y 8,5% la desocupación), lo cual puede haber modificado las relaciones entre las variables que componen la demanda de dinero. Esta hipótesis excede los objetivos del trabajo, quedando planteada esta posibilidad para un posterior análisis.

4.2. Ajuste del modelo a la serie LIPC

Para realizar la predicción de la serie LIPC, se utilizó el modelo estimado completo, debido a que imponer restricciones de acuerdo a los valores t tendría dos consecuencias: la primera es que se perdería información sobre los coeficientes estimados, y la segunda es que se perderían grados de libertad en las estimaciones. Para ver su ajuste sobre la serie IPC en diferencia se replicó el período utilizado 2003-2006 incorporando la serie observada al modelo estimado, para obtener el período $t+1$ de cada observación. El siguiente gráfico muestra la serie observada y la serie de acuerdo al modelo estimado, en diferencias:

Gráfico 7: IPC observado vs IPC modelado.



5. Simulación de la variable IPC.

El objetivo de predicción y simulación está centrado en la serie IPC, que es aquella que es puesta en duda luego del cambio metodológico a partir de enero de 2007. El hecho de que las series BADLAR, EMAE y M2 no fueran puestas en discusión, plantearon la posibilidad de utilizar las series efectivamente observadas e incorporarlas al modelo predictivo, con el propósito de aprovechar al máximo la información disponible. La idea que sustenta esta metodología es que al existir relaciones de largo plazo entre las variables, las tres series realmente observadas, al ser incorporadas en cada nuevo período predicho, pueden mantener a la serie simulada dentro de la senda de largo plazo dada por el modelo.

Para construir la serie simulada se procedió de la siguiente manera:

- 1- Se estimó el modelo MCE hasta el último dato (2006:12).
- 2- Se introdujeron los valores de la última observación (2006:12), para obtener ΔX_{t+1} . Luego se recupera el valor para t+1 (2007:1) sólo del IPC. El modelo original es:

$$\Delta X_{t+1} = \pi X_t + \pi_1 \Delta X_t + \pi_2 \Delta X_{t-1} + \pi_3 \Delta X_{t-2} + \varepsilon_t$$
- 3- Se toma el valor predicho para el IPC en t+1 y se lo incorpora a la serie original como si fuera real. A las otras series se le adiciona el valor efectivamente observado. Se tiene ahora 4 series hasta 2007:1 (una con un dato simulado).
- 4- Se reestima el MCE con las series hasta 2007:1, para calibrar los coeficientes estimados.
- 5- Se introducen los valores de la última observación (2007:1), y se obtiene ΔX_{t+2} . Luego se recupera el valor para t+2 (2007:2) sólo del IPC.

$$\Delta X_{t+2} = \pi X_{t-1} + \pi_1 \Delta X_{t-1} + \pi_2 \Delta X_t + \pi_3 \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$
- 6- Se toma el valor predicho para el IPC y se lo incorpora a la serie original como si fuera real. Tenemos ahora cuatro series hasta 2007:2, tres con valores reales y una con dos valores simulados.
- 7- Se repite el proceso hasta 2007:12

Para pronosticar los períodos 2007:1 y 2007:2 y 2007:3 se utilizó el modelo con 3 lags en las diferencias, reestimando los parámetros con cada nuevo dato incorporado. A continuación se muestran los vectores de cointegración para cada estimación:

Tabla 10: Beta transpuesta, período 2006:12-2007:2.

Período	Vector CI	LBADLAR	LM2	LEMAE	LIPC	CONSTANT
2006.12	1	-0,033	-0,308	-0,214	1,000	0,299
	2	0,266	1,000	-0,923	-2,474	3,426
2007.1	1	-0,035	-0,339	-0,177	1,000	0,479
	2	0,268	1,000	-0,988	-2,400	3,415
2007.2	1	-0,033	-0,351	-0,177	1,000	0,612
	2	0,264	1,000	-0,1113	2,212	3,202

Los signos y valores de las relaciones de cointegración de los dos modelos reestimados utilizando los valores simulados son similares para cada valor agregado. A su vez estos valores

mantienen los signos y valores del modelo original. A continuación se presenta el análisis de los residuos para cada periodo reestimado:

Tabla 11: Análisis de residuos .

Período	Test de autocorrelación				Test de normalidad multivariada			
	LM(1)		LM(4)		Doornik-Hansen		Cholesky	
	CHISQ(16)	P-val	CHISQ(16)	P-val	CHISQ(8)	P-val	CHISQ(8)	P-val
2007.1	19,977	0,22	9,96	0,87	7,994	0,43	5,234	0,264
2007.2	20,659	0,19	10,258	0,85	8,566	0,38	4,962	0,2912

El análisis de los residuos muestra que estos mantienen la normalidad e independencia en los dos periodos reestimados. Hasta aquí fueron pronosticados tres valores, 2007:1, 2007:2 y 2007:3.

Para el pronóstico del período 2007:4, se decidió incorporar 2 lags al modelo. Las razones que motivaron esta situación fueron las siguientes: en primer lugar, permitió agregar la nueva información proveniente de las series; en segundo lugar, el criterio de parsimonia de Hannan-Quinn presenta valores menores para el modelo con 5 lags; en tercer lugar, la incorporación de los lags permitió mantener con claridad el orden de integración en 2 relaciones de cointegración, de acuerdo a los test Trace y L-max.

Los valores de las relaciones de largo plazo para el modelo con 5 lags fueron:

$$LIPC = 0,971 + 0,023 LBADLAR + 0,517 LEMAE + 0,240 LM2$$

$$LM2 = 1,119 + 0,002 LBADLAR + 0,955 LEMAE + 1,354 LIPC$$

Los signos de las relaciones de largo plazo para el primer vector son los mismos que el modelo original. En éste, el valor del coeficiente LEMAE ha aumentado con respecto al modelo original, y ha bajado el coeficiente del LM2. En el segundo vector, el signo de la tasa de interés es positivo, pero su valor es casi cero (0,002). El LIPC, por su parte, llega a valores cercanos a 1, como indica la función demanda de dinero tradicional.

Tabla 12: Beta transpuesta, período 2007:3 2007:11.

Período	Vector CI	LBADLAR	LM2	LEMAE	LIPC	CONSTANT
2007.3	1	-0,023	-0,240	-0,517	1,000	0,971
	2	-0,002	1,000	-0,995	-1,354	-1,119
2007.4	1	-0,022	-0,250	-0,503	1,000	1,020
	2	0,011	1,000	-1,100	-1,407	-0,162
2007.5	1	-0,024	-0,298	-0,341	1,000	0,777
	2	-0,039	1,000	-1,786	-0,602	-0,432
2007.6	1	-0,024	-0,296	-0,342	1,000	0,756
	2	-0,01	1,000	-1,634	-0,863	0,009
2007.7	1	-0,023	-0,304	-0,332	1,000	0,791
	2	0,071	1,000	-1,677	-1,168	1,446

2007.8	1	-0,017	-0,292	-0,395	1,000	0,957
	2	0,066	1,000	-1,722	-1,111	1,419
2007.9	1	0,005	-0,211	-0,719	1,000	1,570
	2	0,018	1,000	-1,223	-1,319	-0,019
2007.10	1	0,011	-0,209	-0,751	1,000	1,687
	2	0,021	1,000	-1,689	-1,022	0,920
2007.11	1	0,037	-0,056	-1,338	1,000	2,715
	2	-0,066	1,000	-0,466	-1,575	-2,467

Los valores de las relaciones de largo plazo mantienen en general los valores y signos durante todas las reestimaciones. En el último período es donde se observan mayor diferencia entre los valores de los coeficientes, aunque los signos mantienen el patrón observado durante el período. Un caso especial se produce con la serie LBADLAR, que va alternando el signo, siempre con valores cercanos a cero. Esta situación es compatible con el hecho de que la tasa de interés no era en ese momento una referencia importante para la tenencia de efectivo, debido a la desconfianza en el sistema bancario producto de la confiscación de los depósitos del 2002. El análisis de los residuos se muestra a continuación:

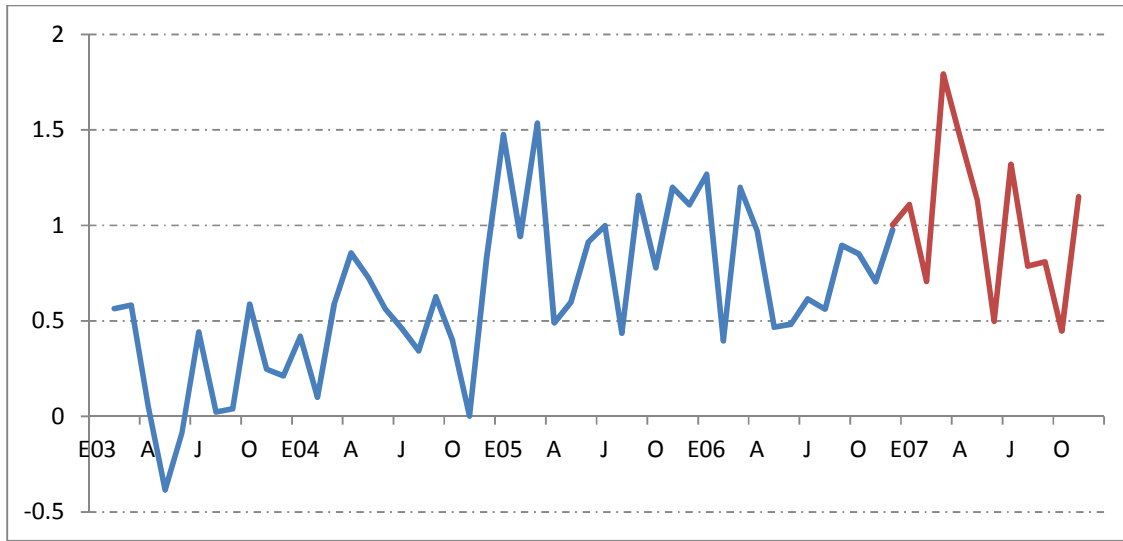
Tabla 13: Análisis de residuos, 2007:3 a 2007:11.

Período	Test de autocorrelación				Test de normalidad multivariada			
	LM(1)		LM(4)		Doornik-Hansen		Cholesky	
	CHISQ(16)	P-val	CHISQ(16)	P-val	CHISQ(8)	P-val	CHISQ	P-val
2007.3	12,846	0,68	15,529	0,49	20,746	0,01	5,802	0,214
2007.4	12,673	0,70	14,663	0,55	19,338	0,01	7,513	0,111
2007.5	18,224	0,31	15,258	0,51	20,051	0,01	4,667	0,323
2007.6	18,298	0,31	10,521	0,84	21,363	0,01	4,575	0,334
2007.7	21,003	0,18	10,877	0,82	23,921	0,00	6,978	0,137
2007.8	18,547	0,29	11,899	0,75	25,099	0,00	8,084	0,089
2007.9	16,353	0,43	13,512	0,64	21,068	0,01	7,382	0,117
2007.10	16,649	0,41	14,043	0,60	20,520	0,01	7,175	0,127
2007.11	21,134	0,17	14,941	0,53	23,494	0,00	8,181	0,085

Los test de autocorrelación de los residuos para el primer y cuarto orden de correlación no permiten rechazar la hipótesis nula de independencia, a niveles significativos, para todo el período simulado. El test de normalidad multivariado de Doornik-Hansen presenta un nivel de significación del 1% en 6 reestimaciones, y 0% para 3 de las 9 calibraciones. Por su parte, el test de Cholesky de normalidad muestra valores que permiten aceptar la H_0 de normalidad al 99% de confianza para toda la simulación. El análisis gráfico residual, al igual que los estadísticos univariados, indican una distribución aproximadamente normal para los residuos. Luego de reestimar el modelo desde 2007:1 a 2007:11, el resultado que se obtuvo fueron 12 datos simulados, correspondientes al año 2007.

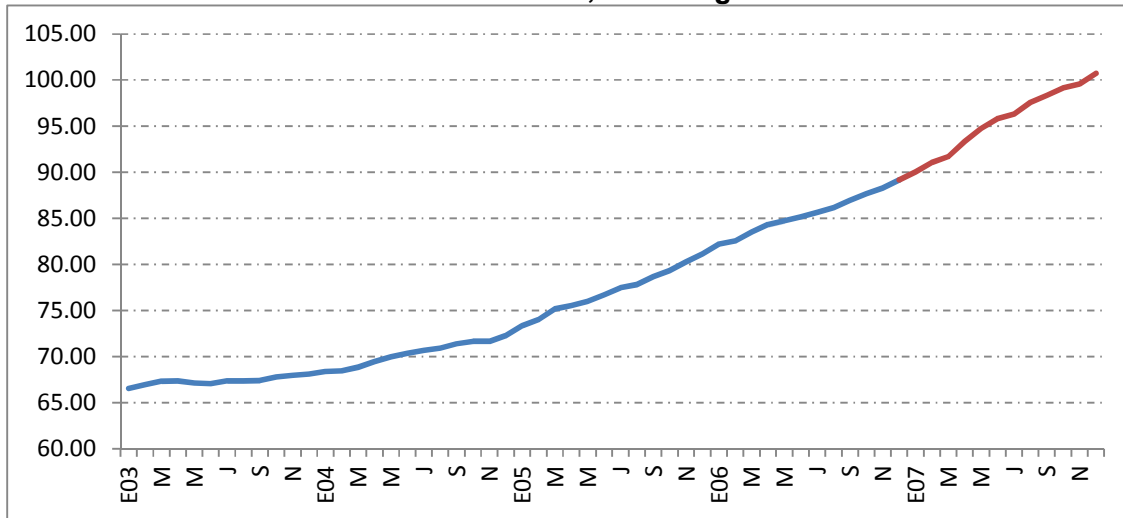
El resultado de la simulación se muestra a continuación:

Gráfico 8: Δ LIPC original y simulado.



Fuente: elaboración propia e INDEC.

Gráfico 9: Índice de Precios al Consumidor, serie original + simulada.



Fuente: elaboración propia e INDEC.

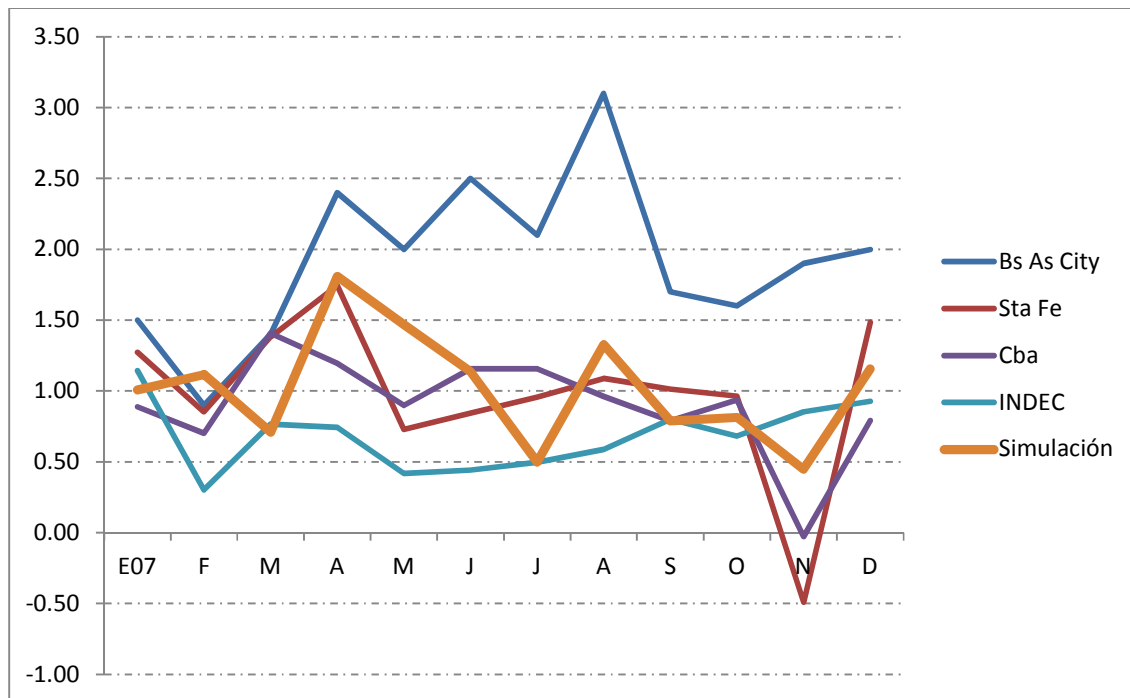
La inflación simulada acumulada para el año 2007 fue del 12,99%.

6. Comparación con otros índices

A continuación se realizó una comparación con diversos índices de precios que se elaboran en Argentina. Se cotejó la serie simulada con tres índices públicos y uno privado. Los índices

públicos usados fueron: el IPC INDEC, el IPC de la provincia de Santa Fe, y el IPC de la Provincia de Córdoba. El IPC Córdoba refleja la situación de una provincia importante del interior del país, aunque hay que tener en cuenta que la confección final del indicador está a cargo del INDEC. El IPC Santa Fe fue elegido porque es un índice de referencia dadas las características de su elaboración. La serie IPC INDEC es la serie que fue utilizada para estimar el modelo original, y las diferencias entre ambas pueden dar indicios sobre el cambio metodológico en la serie producido en enero de 2007. El indicador privado utilizado para la comparación fue el confeccionado por la consultora Buenos Aires City, debido a que fue un índice ampliamente utilizado hasta noviembre de 2010, último mes en que fue publicado.

Gráfico 10: Comparación entre los Índices de Precios y la simulación.



Fuente: elaboración propia en base al Instituto de Estadística de la Provincia de Santa Fe, Dirección de Estadística de la Provincia de Córdoba, Instituto Nacional de Estadísticas y Censos, y Buenos Aires City.

La primera conclusión que se puede obtener de la comparación gráfica es que el Índice simulado se mueve muy por debajo del índice privado, ubicándose dentro de la franja de valores de los índices oficiales, tanto provinciales como el nacional. La variación acumulada anual del IPC City es del 25,69%, muy superior al 12,99% del IPC simulado. Una segunda observación es que el IPC INDEC se mueve en general por debajo del IPC simulado. Su variación acumulada es del 8,47%, anual. El IPC Córdoba, por su parte, acumula el 11,4% anual, mientras que el IPC Santa Fe presenta una variación anual del 12,49%. El movimiento mensual de la primera diferencia de la simulación presenta discrepancias con los distintos índices analizados, aunque estos a su vez divergen entre sí en sus comportamientos. La diferencia más importante se da al principio de la simulación, y la coincidencia más significativa se produce al final del período. El indicador al que más se asemeja la serie simulada teniendo en cuenta la variación total anual es el IPC Santa Fe, ya que la primera acumula 12,99% y la segunda 12,49%.

Para completar el análisis se procedió a reestimar el modelo para el período 2003:2007, en primera instancia con la serie simulada y posteriormente con la serie IPC INDEC empalmada con la serie Santa Fe a partir del 2007:1. La estimación se realizó incorporando un rezago. Los criterios para incorporar este nuevo lag fueron tres: el criterio de parsimonia de H-Q es menor para el modelo de 6 lags (-27,674 contra -27,381), los residuos presentan normalidad multivariada con los dos test utilizados (no así para el modelo con 5 lags) al 99% de confianza, y el ajuste general del modelo dado por el Trace Correlation es mayor para el modelo con 6 rezagos (0,683 contra 0,615). En ambos casos las relaciones de cointegración encontradas fueron 2. Los resultados de los vectores de cointegración se muestran a continuación:

Tabla 14: Relaciones de Cointegración, serie Santa Fe y Simulada.

BETA (transposed) Santa Fe.

LBADLAR	LM2	LEMAE	LSTAFE1	CONSTANT
0.016	-1.196	1.780	1.000	0.647
-0.246	1.000	5.508	-5.182	-14.387

BETA (transposed) Simulación.

LBADLAR	LM2	LEMAE	LIPC	CONSTANT
-0.001	-1.338	2.231	1.000	0.271
-0.134	1.000	4.583	-5.229	-10.568

En ambos modelos los vectores de cointegración fueron normalizados para la serie de índice de precios (LSTAFE y LIPC) y el agregado monetario (LM2). Los valores y signos para ambos VEC fueron similares, a excepción de la tasa de interés, que en el primer vector es positivo en el caso de Santa Fe, y negativo en el caso de la simulación, aunque los valores de los coeficientes son pequeños (sobre todo para el caso simulado). Se puede observar que los valores de los coeficientes en el segundo vector han tomado valores más altos de los obtenidos en el proceso de simulación, en los dos casos. Esto puede sugerir que se remueva la constante dentro del espacio de cointegración, para obtener mejores estimaciones, sobre todo si se utiliza el IPC Santa Fe para futuras estimaciones. Esto no fue realizado en el presente trabajo, ya que esta última estimación tenía como finalidad únicamente analizar las similitudes y diferencias de las relaciones de largo plazo entre las dos series, la simulada y la empalmada con el IPC Santa Fe. En la siguiente tabla se muestra el análisis de los residuos para ambos VEC.

Tabla 15: Análisis de residuos, 2003-2007, Simulación y Santa Fe.

Período	Test de autocorrelación				Test de normalidad multivariada			
	LM(1)		LM(4)		Doornik-Hansen		Cholesky	
	CHISQ(16)	P-val	CHISQ(16)	P-val	CHISQ(8)	P-val	CHISQ(8)	P-val
Santa Fe	18,941	0,27	8,952	0,92	16,839	0,03	8,757	0,067
Simulación	15,396	0,50	8,038	0,95	14,305	0,07	6,810	0,146

7. Conclusiones

El estudio de las interrelaciones entre las variables macro económicas que componen la demanda de dinero es de singular relevancia, tanto para el desarrollo de la teoría económica como para el diseño de políticas públicas. En etapas de creciente inflación, el seguimiento mensual de las variables y el impacto que cambios en las mismas producen en el nivel de precios es valioso para el diseño de la política económica. En Argentina, para poder estudiar en profundidad estas relaciones en la actualidad es preciso contar con una serie que refleje de manera razonable las variaciones en el nivel de precios de la economía. El cambio metodológico de la serie IPC INDEC producido en el año 2007 ha provocado incertidumbre sobre que indicador tomar como referencia de la evolución de los precios.

Utilizando la serie proporcionada por el INDEC hasta diciembre de 2006 se estimó un modelo VAR con Corrección del Error, involucrando las variables que componen la demanda de dinero, con frecuencia mensual. Para el periodo 2003-2006, se encontraron 2 relaciones de largo plazo para las series IPC INDEC, el Estimador Mensual de Actividad Económica, la tasa de interés BADLAR y agregado monetario M2. El segundo vector de cointegración presenta los signos esperados para la demanda de dinero. Sin embargo, el valor del coeficiente correspondiente a la serie IPC tiene un valor mayor a uno, lo que indica que un cambio unitario en la cantidad de dinero (M2) produce un aumento en el nivel de precios menor a la unidad. Esto puede deberse al singular proceso experimentado en la economía durante el periodo analizado, en el cual el desempleo de los factores puede haber permitido aumentar la cantidad de dinero sin tener repercusiones inmediatas en el nivel de precios, sobre todo en el año 2003.

Luego de obtener una estimación del modelo se procedió a efectuar la simulación de la serie IPC INDEC a partir de enero del 2007. El procedimiento consistió en: pronosticar el periodo t+1 para la variable escogida; incorporarlo a la serie original como si fuera un valor efectivamente observado; estimar el modelo para el 2007:1 utilizando las variables efectivamente observadas para las tres series, más la predicha; pronosticar el periodo t+2 para la variable IPC; y repetir el proceso hasta construir una serie simulada para todo el año 2007. En cada reestimación del modelo se evaluaron las relaciones de largo plazo, que se mantuvieron estables en el periodo.

El índice simulado acumuló una variación anual del 12,99%, y fue cotejado con tres índices públicos (IPC Santa Fe, Córdoba e INDEC), y uno privado (Buenos Aires City), para evaluar tanto los movimientos mensuales como la variación anual. El índice privado presentó una variación muy por encima del índice simulado, alcanzando el 25% anual. Por su parte, la serie IPC INDEC se movió por debajo de la serie simulada, acumulando un 8% anual. A este le siguió el IPC Córdoba, con un 11% anual, y finalmente el IPC Santa Fe tuvo un valor del 12,4% para el año 2007. Al comparar la simulación con los índices existentes, se pudieron obtener algunas conclusiones. La primera fue que de acuerdo a la simulación realizada no sería correcto empalmar la serie INDEC con la serie del Buenos Aires City, ya que duplica el acumulado anual de la simulación. La segunda fue que, de acuerdo al modelo estimado, la serie IPC INDEC podría estar subestimando la variación en el nivel de precios en el año 2007. Por último, la variación anual de la simulación se aproxima a la variación de la serie Santa Fe, sugiriendo que ésta última serie podría ser utilizada como referencia para los cambios en los precios de la economía.

Para finalizar, se reestimó el modelo para el período 2003-2007, utilizando primero el índice simulado, y luego el IPC Santa Fe empalmado a la serie INDEC a partir de enero del 2007. En ambos casos se encontraron 2 vectores de cointegración, y los valores y signos de estas relaciones de largo plazo fueron similares.

Estos resultados sugieren que el índice elaborado por el Instituto de Estadística de la Provincia de Santa Fe puede ser utilizado como una aproximación razonable a la verdadera variación del nivel de precios de la economía, pudiendo tomarse como continuadora de la serie IPC INDEC a partir del año 2007.

Referencias

- Aguirre, H. , Burdisso, T. and Grillo, F. (2006), "Hacia una Estimación de la Demanda de Dinero con Fines de Pronóstico: Argentina 1993-2005", *Ensayos Económicos*, 45, Octubre de 2006, 7-44.
- Ahumada, H. and Garegnani, M.L. (2010), "Selecting the money deflator by an encompassing approach: the case of Argentina", 8th OxMetrics User Conference, March 18–19, Department of Economics, George Washington University. Washington, D.C. 20052 U.S.A.
- Ahumada, H. and Garegnani, M.L. (2009), "Forecasting a monetary aggregate in a changing environment: Argentina after 2002", *Economic Seminar*, Banco Central de la República Argentina, August.
- Ahumada H. (2005), "Pronóstico con Modelos Econométricos", en *Progresos en Econometría*, Colección Progresos en Economía, Asociación Argentina de Economía política, Ed. M.Marchioni, Editorial Temas: Buenos Aires.
- Baumol, W. J. (1952), "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 66, 545-556.
- Chatruc, M. R. (2007), "La demanda de dinero en una economía abierta: el caso de Argentina 1993-2006", *Investigaciones Económicas, Documentos de Trabajo*, 28, Banco Central de la República Argentina.
- Enders, W. (2004), "Applied Econometrics Time Series", John Wiley and Sons, Inc, USA. Keynes,
- Friedman, M. (1956), "The Quantity Theory of Money- A Restatement", in *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago: University of Chicago Press, 3-21.
- Gay, A. (2004), "Money Demand and Monetary Disequilibrium in Argentina (1963-2003)", *Anales de la XXXIX Reunión Anual de la AAEP*.
- Hamilton, J. (1994), "Time Series Analysis", Princeton University Press, New Jersey, USA.
- Hansen, H. and Juselius, K. (2002), "CATS in RATS, Cointegration Analysis of time Series", *Estima*, Evanston, Illinois.
- Johansen S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 2-3, 231-254.
- Johansen S. (1992), "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-equation Analysis", *Journal of Econometrics*, 52, 389-402.
- Johansen S. and Juselius K. (1990), "Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 2, 169-210.
- Johansen, S. (1995), "Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models". Oxford: Oxford University Press.

Juselius, K. (2006), "The cointegrated VAR model: Methodology and applications". Oxford: Oxford University Press.

Keynes, J. M. (1936/ 2009), "Teoría General de la Ocupación, el Interés y el Dinero", 4° Edición, Buenos Aires, Fondo de Cultura Económica.

Lütkepohl, H. (2005), "New Introduction to Multiple Time Series Analysis", Springer-Verlag.

Navarro, A. M., (2005), "Reflexiones sobre el estado actual de la metodología de la Econometría", en Progresos en Econometría, Colección Progresos en Economía, Asociación Argentina de Economía política, Ed. M.Marchioni, Editorial Temas: Buenos Aires.

Tobin, J. (1956), "Liquidity Preference as Behaviour Towards Risk" Review of Economic Studies, 25, 65-86.

Utrera, G. (2002) "Un Análisis Econométrico del Efecto de la Política Monetaria en Argentina", Séptimas Jornadas de Economía Monetaria e Internacional, UNLP.