



ARTÍCULOS

Vectores autoregresivos e identificación de shocks de política monetaria en Argentina

Gastón Utrera

Revista de Economía y Estadística, Cuarta Época, Vol. 42, No. 2 (2004), pp. 105-126.

<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3809>



La Revista de Economía y Estadística, se edita desde el año 1939. Es una publicación semestral del Instituto de Economía y Finanzas (IEF), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba, Av. Valparaíso s/n, Ciudad Universitaria. X5000HRV, Córdoba, Argentina.

Teléfono: 00 - 54 - 351 - 4437300 interno 253.

Contacto: rev_eco_estad@eco.unc.edu.ar

Dirección web <http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/index>

Cómo citar este documento:

Utrera, G. (2004). Vectores autoregresivos e identificación de shocks de política monetaria en Argentina. *Revista de Economía y Estadística*, Cuarta Época, Vol. 42, No. 2, pp. 105-126.

Disponible en: [<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3809>](http://revistas.unc.edu.ar/index.php/REyE/article/view/3809)

El Portal de Revistas de la Universidad Nacional de Córdoba es un espacio destinado a la difusión de las investigaciones realizadas por los miembros de la Universidad y a los contenidos académicos y culturales desarrollados en las revistas electrónicas de la Universidad Nacional de Córdoba. Considerando que la Ciencia es un recurso público, es que la Universidad ofrece a toda la comunidad, el acceso libre de su producción científica, académica y cultural.

<http://revistas.unc.edu.ar/index.php/index>



REVISTAS
de la Universidad
Nacional de Córdoba



Universidad
Nacional
de Córdoba



FCE
Facultad de Ciencias
Económicas



1613 - 2013
400
AÑOS



Vectores autoregresivos e identificación de shocks de política monetaria en Argentina*

GASTÓN EZEQUIEL UTRERA

Instituto de Economía y Finanzas - FCE - Universidad Nacional de Córdoba

geutrer@eco.unc.edu.ar

gutrer@mkt.com.ar

Resumen

En este trabajo se utilizan vectores autoregresivos para estimar el efecto macroeconómico de la política monetaria en Argentina durante las décadas de 1980 y 1990. Se presta especial atención a la dificultad para identificar shocks de política monetaria dados los sesgos producidos por omisión de variables y se sugiere una vía para solucionar este problema de identificación.

Tests de causalidad de Granger, funciones impulso-respuesta, descomposiciones de varianzas y simulaciones de errores de pronóstico son concluyentes acerca de grandes diferencias estructurales entre ambas décadas. Sin embargo, en ambos casos surge evidencia acerca de posibles efectos contractivos de políticas monetarias expansivas.

Abstract

In this paper we use Vector Autoregressions for the estimation of the macroeconomic effects of monetary policy in Argentina during the 1980's

* El presente artículo es una versión revisada del trabajo presentado en la XXXVIII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (Noviembre de 2003).

Agradezco los comentarios de Ramiro Moya, que plantean algunas líneas de trabajo futuro, y de un referee anónimo.

Instituto de Economía y Finanzas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba - Av. Valparaíso S/N, Agencia Postal 4, Ciudad Universitaria, 5000, Córdoba, Argentina.

and 1990's. Special attention is given to problems associated with the identification of monetary policy shocks due to potential omitted variables bias, for which we propose a way to address this issue.

Granger causality tests, impulse-response functions, variance decompositions and simulated forecast errors show big structural differences between the 1980's and 1990's. Nevertheless, there is evidence in both periods about potential contractive effects of expansive monetary policies, in line with previous results obtained using error correction models.

"Though many macroeconomists would profess little uncertainty about it, the profession as a whole has no clear answer to the question of the size and nature of the effects of monetary policy on aggregate activity"

Christopher A. Sims

I. INTRODUCCIÓN

Esta frase de uno de los pioneros en el estudio empírico de la transmisión monetaria (Sims, 1992) es especialmente apropiada para describir el caso argentino. En efecto, existen muy pocos trabajos empíricos que se ocupen de este tema en nuestro país, probablemente por una combinación de poco interés durante la década de 1990 por la existencia de un régimen monetario y cambiario que implicaba políticas monetarias pasivas por un lado y dificultades de tipo metodológico dados los grandes quiebres estructurales producidos como consecuencia de la alternancia de regímenes monetarios muy diversos y la existencia de periodos de mucha volatilidad macroeconómica por el otro.

Sin embargo este tema está adquiriendo particular importancia dado que es poco probable que Argentina adopte nuevamente un régimen de tipo de cambio fijo. De hecho, el Banco Central ha manifestado recurrentemente durante los últimos dos años su intención de adoptar un esquema de metas de inflación, siguiendo la experiencia de varios países, tanto industrializados como emergentes, persiguiendo el objetivo de dotar a la Argentina de una estabilidad monetaria duradera a partir de los buenos resultados que surgen de la evidencia empírica acerca de este esquema monetario (Mishkin y Schmidt-Hebbel, 2001).

Si bien el entendimiento de las características y la dimensión de la transmisión monetaria es de suma importancia para el manejo de la política monetaria en cualquier esquema con flotación cambiaria, lo es mucho más en un esquema de metas de inflación, ya que los errores que se produzcan por un insuficiente entendimiento de estas cuestiones repercuten fuertemente de manera negativa sobre la credibilidad de las autoridades monetarias.

Debido a la importancia de estas cuestiones, y a la escasa literatura empírica sobre el caso argentino, en este trabajo se pretende avanzar sobre investigaciones previas. En Utrera (2002a) se utilizó la técnica de vectores autoregresivos con corrección de errores (Vector Error Correction Models, VECM) para el período 1994-2001, concluyéndose que una expansión monetaria impactaba negativamente sobre el nivel de actividad dado que la prima de riesgo país se incrementaba mientras el banco central perdía reservas en el proceso de ajuste del mercado monetario que obligaba a éste último a vender reservas y contraer la oferta monetaria para mantener invariable el tipo de cambio. Esta evidencia es consistente con el modelo teórico elaborado por Rodríguez y Ortiz (2001).

Posteriormente, en Utrera (2002b) se utilizó una técnica de VECM con quiebres estructurales propuesta por Hansen (2001) para el período 1991-2001 dada la inestabilidad de parámetros observada, obteniéndose resultados similares a los anteriores¹.

En este trabajo se amplía el período analizado, cubriendo las décadas de 1980 y 1990, se utilizan vectores autoregresivos (Vector Autoregressions, VAR) en lugar de VECM y se presta especial atención al problema de la identificación de los shocks de política monetaria. En la sección 2 se presenta brevemente la metodología utilizada, en la sección 3 se detallan las series utilizadas y los resultados obtenidos y en la sección 4 se presentan las conclusiones y los comentarios finales.

II. METODOLOGÍA UTILIZADA

Siguiendo la metodología ya clásica de los estudios empíricos sobre transmisión monetaria (Sims, 1980; Sims, 1992; Leeper, Sims y Zha, 1996;

¹ Gabrielli y Grubisic (2002) utilizan vectores autoregresivos para analizar el impacto de la política monetaria sobre los distintos sectores productivos de la economía argentina, pero sus resultados no son directamente comparables con los mencionados dado que utilizan tipo de cambio real y tasa de interés como las variables monetarias, sin incluir agregados monetarios en el sistema.

Walsh, 1998, entre muchos otros), en este trabajo se utilizará la técnica de VAR.

Con la notación utilizada en Hamilton (1994), dado un vector y_t de dimensión $(n \times 1)$ que contiene n variables, un VAR de orden p puede representarse de la siguiente manera:

$$y_t = c + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

En donde c es un vector de constantes de dimensión $(n \times 1)$; Φ_j es una matriz de dimensión $(n \times n)$ con coeficientes para $j = 1, 2, \dots, p$ y ε_t es un vector de dimensión $(n \times 1)$ con variables aleatorias ruido blanco:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \begin{cases} \Omega & \text{para } t = \tau \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

Esta estructura es muy simple: en un típico VAR monetario, las variables que componen el vector suelen ser un indicador de nivel de precios, como el índice de precios al consumidor (p_t); un indicador del nivel de actividad, como el producto interno bruto (pib_t); un agregado monetario, como M1 (m_t) y una tasa de interés, como la tasa de depósitos bancarios (i_t), de tal manera que $y_t = (\log(p_t), \log(pib_t), \log(m_t), i_t)$. De esta forma, en el sistema (1) se explica cada variable por p rezagos propios y p rezagos de cada una de las restantes variables del sistema, y puede ser estimado por MCO.

Un punto importante a tener en cuenta en estimaciones con metodologías de series de tiempo es el orden de integración de las variables. La recomendación de "libro de texto" es estimar VAR en niveles únicamente si las variables incluidas son estacionarias; realizar la estimación en primeras diferencias si las variables son integradas de orden 1 y no existen vectores de cointegración entre ellas; y estimar VECM en caso de que las variables sean integradas de orden 1 y estén cointegradas. Sin embargo, Enders (1995), plantea el argumento de Sims (1980) y Doan (1992) a favor de no diferenciar las variables aún en caso de que contengan una raíz unitaria. Según ellos esto se justifica por el hecho de que el objetivo de un análisis con VAR no es la estimación de los parámetros sino la determinación de las interrelaciones entre las variables.

Stock y Watson (2001), al analizar cuán útil es la metodología VAR como herramienta para los macroeconometristas, sostienen que esto depen-

de del objetivo buscado. Según estos autores, para describir la interrelación entre variables y para realizar pronósticos, los VAR son una herramienta muy poderosa. En cambio, para realizar inferencias de tipo estructural y para realizar análisis de políticas, aún una poderosa herramienta como los VAR requiere de teoría económica que permita resolver el problema de identificación, esto es, el problema de cómo identificar causalidad entre variables a partir de correlación estadística entre ellas.

Esto queda más claro luego de analizar la naturaleza de las denominadas funciones impulso-respuesta. En Hamilton (1994) se demuestran las condiciones bajo las cuales la ecuación (1) puede representarse como un proceso MA(∞):

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} + \Lambda \quad (2)$$

En esta expresión, Ψ_s la matriz tiene la siguiente interpretación:

$$\frac{\partial y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t'} = \Psi_s \quad (3)$$

Esto significa que el elemento de la fila i , columna j de la matriz Ψ_s identifica el impacto de un incremento en una unidad en la innovación de la j -ésima variable en el momento t (ε_{jt}) sobre el valor de la i -ésima variable en el momento $t+s$ ($y_{i,t+s}$), manteniendo todas las demás innovaciones constantes. Un gráfico del elemento de la fila i , columna j de la matriz Ψ_s ,

$$\frac{\partial y_{i,t+s}}{\partial \varepsilon_{jt}}$$

como función de s es lo que se denomina una función impulso-respuesta, que describe la respuesta de $y_{i,t+s}$ ante un impulso en y_{jt} , manteniendo todas las demás variables sin cambios.

Si las correlaciones entre los ε_{it} son nulas, es simple el análisis del impacto de un shock en una de las variables sobre cada una de las restantes variables: basta observar las correspondientes funciones impulso-respuesta. Por ejemplo, en ausencia de correlación entre los residuos de las distintas ecuaciones del sistema (1), el residuo de la primera ecuación, ε_{1t} , representa un shock sobre la variable y_{1t} en el momento t . Por lo tanto, el elemento de la fila 2, columna 1 de la matriz Ψ_1 representará el efecto de un shock unitario en y_{1t} sobre $y_{2,t+1}$. De la misma manera, el elemento de la fila 2, columna 1 de la matriz Ψ_2 representará el efecto del mismo shock sobre $y_{2,t+2}$, y así sucesivamente.

Lo que ocurre en general es que los residuos de las ecuaciones de un VAR están correlacionados entre sí. Esto implica que, por ejemplo, un shock en la variable y_{it} ya no corresponda a un valor no nulo de ε_{it} , sino a una combinación de los n elementos del vector ε_t .

$$u_t = B_0 \varepsilon_t \quad (4)$$

En donde u_t es un vector $(n \times 1)$ que contiene las perturbaciones estructurales.

Una vez estimados los residuos ε_t a partir de la estimación de (1), es posible obtener las perturbaciones estructurales u_t siempre que se impongan suficientes restricciones sobre los elementos de la matriz B_0 ; más precisamente $(n^2 - n)/2$ restricciones son necesarias para lograr la identificación de los shocks estructurales.

La descomposición de Choleski, una metodología muy utilizada para la identificación de shocks estructurales, consiste en imponer restricciones sobre la matriz B_0 de tal manera que quede convertida en una matriz triangular. Esto da lugar a lo que Stock y Watson (2001) denominan VAR recursivos: el residuo de cada ecuación tiene una correlación nula con los residuos de las ecuaciones previas. El inconveniente de los VAR recursivos es que las funciones impulso-respuesta dependerán de cómo se ordenen las variables del sistema, existiendo ordenamientos posibles.

Para darle sentido económico a estas restricciones se recurre a los denominados VAR estructurales, que pueden representarse de la siguiente manera:

$$B_0 y_t = k + B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} + u_t \quad (5)$$

En donde la matriz B_0 de dimensión $(n \times n)$ contiene las relaciones contemporáneas entre las variables del sistema.

Premultiplicando (5) por B_0^{-1} :

$$y_t = c + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

en donde:

$$c = B_0^{-1} k$$

$$\Phi_s = B_0^{-1} B_s \quad \text{para } s = 1, 2, \dots, p$$

$$\varepsilon_t = B_0^{-1} u_t$$

Obteniéndose así la ecuación (1), a la que se denomina forma reducida del VAR estructural (5), y la ecuación (4) que relaciona los shocks estructurales con los residuos de la forma reducida.

Ahora bien, suponiendo que sobre la base de la teoría económica se han impuesto suficientes restricciones sobre la matriz de relaciones contemporáneas entre las variables (lo que puede dar lugar a un VAR recursivo si las restricciones dan lugar a una matriz triangular o a un VAR estructural en caso de otro tipo de restricciones), ¿soluciona esto el problema de identificación de los shocks de política monetaria? Lamentablemente no. Esto surge de que las restricciones mencionadas no permiten evitar problemas de sesgo por omisión de variables, como se mencionará en la próxima sección al analizar las estimaciones para Argentina.

III. ESTIMACIONES PARA ARGENTINA

En este trabajo se utilizaron las siguientes variables, cubriendo el período 1980.01-2003.03:

- p_t Serie: Índice de Precios al Consumidor
Fuente: Indec
Periodicidad: mensual
Nota: en logaritmos y desestacionalizada con el método X11-Arima multiplicativo.
- pib_t Serie: Producto Interno Bruto a precios de 1993
Fuente: Ministerio de Economía
Periodicidad: trimestral
Nota: en logaritmos, desestacionalizada con el método X11-Arima multiplicativo y mensualizada con el método de Chow y Lin (1971) utilizando la serie mensual desestacionalizada del Índice de Producción Industrial de FIEL como variable relacionada.
- m_t Serie: Agregado Monetario M1
Fuente: Banco Central de la República Argentina
Periodicidad: mensual
Nota: en logaritmos y desestacionalizada con el método X11-Arima multiplicativo
- i_t Serie: Tasa de interés pasiva efectiva mensual
Fuente: Banco Central de la República Argentina
Periodicidad: mensual

Si bien el objetivo original era tratar de estimar un modelo para el período completo 1980.01-2003.03 utilizando técnicas que permitan tener en cuenta la existencia de quiebres estructurales (como por ejemplo Hansen, 2001), se avanzó primero con diferentes estimaciones para dos grandes períodos: 1980.01-1988.12 (para cubrir la década de 1980 excluyendo los meses en torno a las hiperinflaciones) y 1991.04-2000.12 (el período de funcionamiento de la Convertibilidad, excluyendo el año 2001), con el objeto de focalizar la atención en los problemas de identificación de los shocks de política monetaria y analizar cuán diferentes fueron ambos períodos en términos de las relaciones entre las variables incluidas en el modelo.

Para analizar esto último se presentan los tests de causalidad de Granger, las descomposiciones de varianzas y los errores de pronóstico estimados de manera recursiva durante los últimos doce meses de cada período. Para analizar el impacto macroeconómico de la política monetaria se presentan las funciones impulso-respuesta obtenidas a través de la identificación de los shocks estructurales por la descomposición de Choleski siguiendo el orden en que se presentaron las variables al comienzo de esta sección, tomando a la cantidad de dinero como variable de política monetaria. Para ambos períodos se realizaron las estimaciones incluyendo dos rezagos, de acuerdo con lo indicado por el criterio de Schwarz.

Tabla 1.a
Test de causalidad de Granger
Período 1980.01-1988.12

Regresor	p	variable dependiente		
		pib	m	l
p	-	0.30	0.02	0.00
pib	0.13	-	0.04	0.00
m	0.69	0.25	-	0.00
r	0.00	0.53	0.26	-

Tabla 1.b
Test de causalidad de Granger
Período 1991.04-2000.12

Regresor	variable dependiente			
	p	pib	m	l
p	-	0.03	0.01	0.57
pib	0.00	-	0.11	0.25
m	0.00	0.00	-	0.01
r	0.00	0.26	0.00	-

En la Tabla 1 se presentan los valores p para el test de Wald para la hipótesis nula de que el conjunto de coeficientes de los rezagos de cada variable es nulo. Claramente el poder de las distintas variables para mejorar el pronóstico de las restantes variables del sistema es diferente en la mayoría de los casos entre ambos períodos.

Por ejemplo, la cantidad de dinero ayuda a pronosticar únicamente la tasa de interés durante la década de 1980, pero ayuda a pronosticar tanto la tasa de interés, como el producto y los precios durante la década de 1990. Esto es algo extraño a primera vista ya que el régimen de Convertibilidad debería implicar que la cantidad de dinero se ajusta endógenamente y por lo tanto no debería agregar poder explicativo en las ecuaciones de las otras variables. Esto puede ser un indicio de que en realidad se trata de un sesgo por omisión de variables: es probable que un shock en los flujos de capitales hacia Argentina (una variable que no está incluida en el VAR estimado) impacte sobre las cuatro variables, pero lo haga más rápidamente sobre la cantidad de dinero ya que el banco central monetiza inmediatamente la entrada de capitales para mantener el tipo de cambio fijo.

En la Tabla 2 se presenta la descomposición de varianzas de cada una de las variables en ambos períodos. Un punto interesante es que tanto para los precios como para el producto la descomposición de varianzas es muy similar entre períodos. En el caso de p_t , durante el primer período los shocks sobre las variables p_t , pib_t , m_t e i_t explican 68%, 21%, 8% y 3%, respectivamente, de la varianza de sus pronósticos 12 meses hacia delante, mientras que durante el segundo período estos porcentajes son de 64%, 23%, 13%, y 0%. En el caso de pib_t , los shocks sobre las variables p_t , pib_t , m_t e i_t explican 6%, 65%, 27% y 2% de la varianza durante el primer período y 4%, 73%, 23%, y 0% durante el segundo período.

Por el contrario, tanto para la cantidad de dinero como para la tasa de interés la descomposición de varianzas es muy diferente entre períodos. Ambas variables pasan a ser más exógenas durante el segundo período: los shocks propios pasan a explicar el 89% de la varianza en el caso de m_t durante el segundo período (sólo 14% durante el primero) y el 75% en el caso de i_t (sólo 32% durante el primer período).

La mayor exogeneidad de la tasa de interés durante los 90 es consistente con lo que cabría esperar en un régimen de tipo de cambio fijo con alta movilidad de capitales. Con el mismo razonamiento cabría esperar una menor exogeneidad de la cantidad de dinero, justamente lo contrario de lo que se observa a partir de los resultados presentados en la Tabla 2. Nuevamente esto sugiere que probablemente lo que está captando esta variable son los flujos de capitales hacia Argentina en lugar de captar shocks de política monetaria.

Para analizar la bondad de ajuste de las estimaciones se realizaron simulaciones de cómo funcionan los modelos para ambos períodos para realizar pronósticos de las cuatro variables analizadas. Para ello, en cada período, se procedió a estimar el modelo excluyendo los últimos 12 meses, se efectuó el pronóstico de las cuatro variables un mes hacia delante y se calcularon los errores de pronóstico; luego se estimaron los modelos incluyendo un mes adicional en la muestra, se efectuó el pronóstico de las cuatro variables un mes hacia delante y se calcularon los errores de pronóstico; se repitió el proceso hasta completar el período original. Finalmente se computó la raíz cuadrada de la suma de errores al cuadrado para cada variable y se repitió todo el proceso para pronósticos 2 meses hacia delante y 3 meses hacia delante. Dado que no es válido comparar este indicador para ambos períodos, ya que es diferente la volatilidad de las variables, se estimaron las raíces de las sumas de errores al cuadrado para tres modelos adicionales: un "random walk" (el valor pronosticado de una variable para uno o más meses hacia delante es su valor actual), un modelo univariado auto-regresivo con cuatro rezagos y un modelo univariado auto-regresivo con 12 rezagos. Los resultados se presentan en la Tabla 3.

Tabla 2 a.
Descomposición de varianza - Período 1980.01-1988.12
Descomposición de varianza de p

Horizonte de pronóstico	Error estándar de pronóstico	Descomposición de varianza (puntos porcentuales)			
		p	pib	m	i
1	0.03	100	0	0	0
4	0.15	81	8	1	10
8	0.31	73	16	6	5
12	0.46	68	21	8	3

Descomposición de varianza de pib

Horizonte de pronóstico	Error estándar de pronóstico	Descomposición de varianza (puntos porcentuales)			
		p	pib	m	i
1	0.02	0	100	0	0
4	0.03	0	96	2	2
8	0.03	3	79	16	2
12	0.04	6	65	27	2

Descomposición de varianza de m

Horizonte de pronóstico	Error estándar de pronóstico	Descomposición de varianza (puntos porcentuales)			
		p	pib	m	i
1	0.08	10	0	90	0
4	0.15	33	0	60	7
8	0.24	60	3	25	11
12	0.36	68	11	14	7

Descomposición de varianza de i

Horizonte de pronóstico	Error estándar de pronóstico	Descomposición de varianza (puntos porcentuales)			
		p	pib	m	i
1	0.02	0	5	2	93
4	0.04	11	29	13	47
8	0.05	14	35	17	33
12	0.05	14	37	17	32

Tabla 2 b.
Descomposición de varianza - Período 1980.04-2000.12
Descomposición de varianza de p

Horizonte de pronóstico	Error estándar de pronóstico	Descomposición de varianza (puntos porcentuales)			
		p	pib	m	i
1	0.01	100	0	0	0
4	0.02	88	10	2	0
8	0.03	68	22	10	0
12	0.03	64	23	13	0

Descomposición de varianza de pib

Horizonte de pronóstico	Error estándar de pronóstico	Descomposición de varianza (puntos porcentuales)			
		p	pib	m	i
1	0.02	0	100	0	0
4	0.02	1	83	15	0
8	0.03	4	75	21	0
12	0.03	4	73	23	0

Descomposición de varianza de m

Horizonte de pronóstico	Error estándar de pronóstico	Descomposición de varianza (puntos porcentuales)			
		p	pib	m	i
1	0.02	0	0	100	0
4	0.04	10	1	88	0
8	0.05	10	1	89	0
12	0.06	7	4	89	0

Descomposición de varianza de i

Horizonte de pronóstico	Error estándar de pronóstico	Descomposición de varianza (puntos porcentuales)			
		p	pib	m	i
1	0.00	3	2	12	84
4	0.00	3	2	16	78
8	0.00	4	2	17	78
12	0.00	4	2	18	78

Tabla 3
Raíces de las sumas de los cuadrados de los errores de pronósticos

		1980.01-1988.12			1991.04-2000.12		
		1m	2m	3m	1m	2m	3m
p	var	0.0364	0.0347	0.0355	0.0085	0.0092	0.0095
	r w	0.1392	0.1436	0.1468	0.0043	0.0044	0.0046
	ar4	0.0421	0.0434	0.0444	0.0033	0.0033	0.0035
	ar12	0.0454	0.0472	0.0475	0.0030	0.0029	0.0031
pib	var	0.0254	0.0248	0.0202	0.0178	0.0168	0.0170
	r w	0.0258	0.0261	0.0256	0.0198	0.0164	0.0169
	ar4	0.0262	0.0256	0.0234	0.0123	0.0114	0.0118
	ar12	0.0247	0.0225	0.0191	0.0133	0.0128	0.0132
m	var	0.0413	0.0435	0.0459	0.0145	0.0155	0.0147
	r w	0.1370	0.1406	0.1452	0.0133	0.0138	0.0125
	ar4	0.0510	0.0517	0.0530	0.0129	0.0129	0.0124
	ar12	0.0533	0.0544	0.0557	0.0136	0.0136	0.0121
i	var	0.0309	0.0317	0.0329	0.0020	0.0022	0.0023
	r w	0.0344	0.0359	0.0377	0.0010	0.0008	0.0008
	ar4	0.0350	0.0364	0.0378	0.0016	0.0016	0.0017
	ar12	0.0354	0.0371	0.0383	0.0013	0.0014	0.0014

Para el período 1980.01-1988.12, el VAR estimado permite realizar los mejores pronósticos entre los modelos considerados, a excepción de los pronósticos de pib_t , para los cuales resulta la segunda mejor opción. Para el período 1991.04-2000.12, el desempeño del modelo VAR es en general bastante inferior al de los modelos alternativos.

Los resultados obtenidos tanto para el test de causalidad de Granger, como para las descomposiciones de varianza y los errores de pronóstico sugieren la conveniencia de analizar por separado ambos períodos. Los Gráficos 1a y 1b presentan las funciones impulso-respuesta para los períodos 1980.01-1988.12 y 1991.04-2000.12, respectivamente.

En la tercera columna de cada gráfico se puede apreciar el efecto de un shock en m_t sobre las variables consideradas. En el Gráfico 1.a, las funciones impulso-respuesta para el primer período indican que un shock sobre la cantidad de dinero desaparece dentro del primer año; genera una reducción de la tasa de interés que también desaparece dentro del primer año, alcanzando la máxima reducción a los 4 meses; y genera un incremento del producto que alcanza un máximo a los 9 meses y desaparece durante el segundo año. En el caso del nivel de precios se observa el famoso "price puzzle", presente en muchos resultados empíricos acerca de la transmisión monetaria: una reducción de precios luego de una expansión monetaria.

La explicación que se ha dado a este fenómeno es que en realidad se trata de un sesgo por omisión de variables. Por ejemplo, en el caso de Estados Unidos, la Reserva Federal tiene en cuenta variables como los precios de las commodities para anticipar presiones inflacionarias, a las que reacciona con políticas monetarias contractivas. Si no se incluyen en el modelo este tipo de variables, lo que se observa es que antes de que suban los precios, la FED aplica una política contractiva, con lo cual las funciones impulso-respuesta estimadas indican una relación negativa entre shocks monetarios y precios, aunque esto no indique causalidad de dinero a precios. Obviamente la explicación para el caso bajo estudio no es que el BCRA durante los 80 anticipaba presiones inflacionarias y actuaba en consecuencia, pero el ejemplo de la experiencia de Estados Unidos sirve para argumentar que probablemente este "price puzzle" se debe a sesgos por omisión de alguna variable relevante que esté impactando con diferente signo en precios y cantidad de dinero.

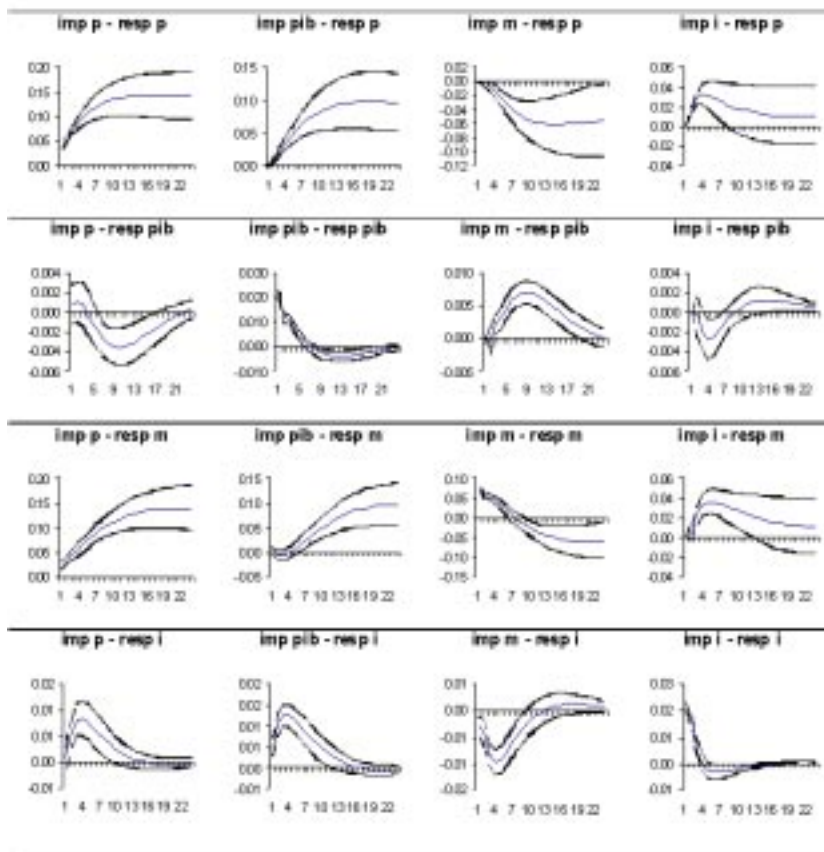
En el Gráfico 1.b, las funciones impulso-respuesta para el segundo período reflejan una mayor persistencia tanto de los shocks monetarios como de sus impactos macroeconómicos; una reducción de la tasa de interés que se revierte rápidamente durante los primeros meses pero continúa a lo largo de los dos primeros años; un incremento del producto que tiende a revertirse muy lentamente, permaneciendo durante los primeros dos años; un impacto positivo sobre el nivel de precios, desapareciendo así el "price puzzle" observado durante los 80.

Este resultado es claramente diferente de los resultados previos mencionados en la introducción (Utrera 2002a y 2002b) y diferente de los que cabría esperar en un régimen de tipo de cambio fijo con alta movilidad de capitales: una expansión monetaria no debería impactar sobre precios, producto y tasa de interés, como predice el modelo Mundell-Fleming (Fleming, 1962; Mundell, 1963) e incluso es posible argumentar que, en caso de que la prima de riesgo-país se incremente a medida que el banco central pierde reservas, el impacto de una expansión monetaria podría ser positivo en el caso de las tasas de interés domésticas y negativo en el caso del nivel de actividad, como predice el modelo de Rodríguez y Ortiz (Rodríguez y Ortiz, 2001).

Como se mencionó al presentar los resultados de los tests de causalidad de Granger y las descomposiciones de varianzas, es probable que los shocks sobre la cantidad de dinero (en este caso M1) a partir de los cuales surgen las funciones impulso-respuesta analizadas no estén reflejando el impacto de

shocks de política monetaria sino shocks sobre una variable no incluida en el modelo, como pueden ser los flujos de capitales hacia Argentina.

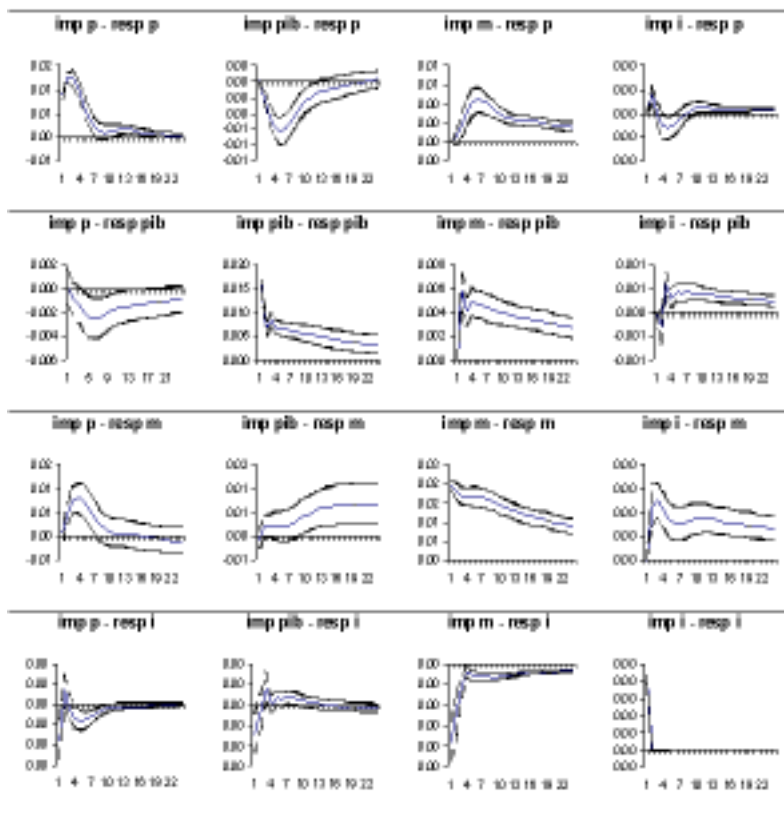
Gráfico 1a
Funciones impulso respuesta - Período 1980.01-1988.12



El razonamiento es el siguiente. En un régimen de tipo de cambio fijo con perfecta movilidad de capitales, un shock sobre los flujos de capitales se monetiza automáticamente, generando simultáneamente un incremento en el nivel de actividad (porque aumenta la demanda agregada) y un incremento en la oferta monetaria, aunque éste se observa más rápidamente. En este

contexto, un VAR con precios, producto, cantidad de dinero y tasa de interés interpreta esta correlación entre cantidad de dinero y producto como el impacto de un shock monetario sobre el nivel de actividad, aunque ambas variables se estén moviendo impulsadas por una tercera variable no incluida en la estimación.

Gráfico 1.b
Funciones impulso respuesta - Período 1991.04-2000.12



La inclusión de la prima de riesgo país y de una tasa de interés internacional (la prima de riesgo país elaborada por JPMorgan y la tasa de los fedfunds) en las estimaciones, que deberían captar shocks en los flujos de capitales hacia Argentina (si el shock es generado por una menor aver-

sión al riesgo de los inversores, por ejemplo, debería reducirse la prima de riesgo; si es generado por una menor tasa de interés internacional debería reflejarse en la tasa de los fedfunds), no modificó sustancialmente los resultados. Tampoco lo hizo el reemplazo de la tasa de interés pasiva por la suma entre la tasa de los fedfunds y la prima de riesgo país, que debería reflejar el costo de oportunidad de invertir en Argentina en ausencia de expectativas de devaluación.

Una alternativa es incluir una variable que refleje shocks de política monetaria no correlacionados con shocks en los flujos de capitales. Por esto se incluyó en las estimaciones para los dos períodos el stock de activos domésticos del BCRA², variable que se incrementa cuando el banco central emite para efectuar préstamos al sistema financiero, para otorgar préstamos al tesoro nacional o para comprar títulos públicos en el mercado y que es de esperar no esté muy correlacionada con los flujos de capitales. En los Gráficos 2a y 2b se presentan para ambos períodos las funciones impulso-respuesta de precios, producto y tasa de interés ante shocks en los activos domésticos (columna izquierda) y en la cantidad de dinero (columna derecha). Para la identificación de los shocks estructurales se utilizó la descomposición de Choleski con el siguiente ordenamiento: precios, producto, activos domésticos, cantidad de dinero y tasa de interés. Alternativamente se introdujeron restricciones en la matriz B_0 de tal manera que shocks en precios, producto, cantidad de dinero y tasa de interés no impacten contemporáneamente sobre el nivel de activos domésticos sin que los resultados se modificaran sustancialmente.

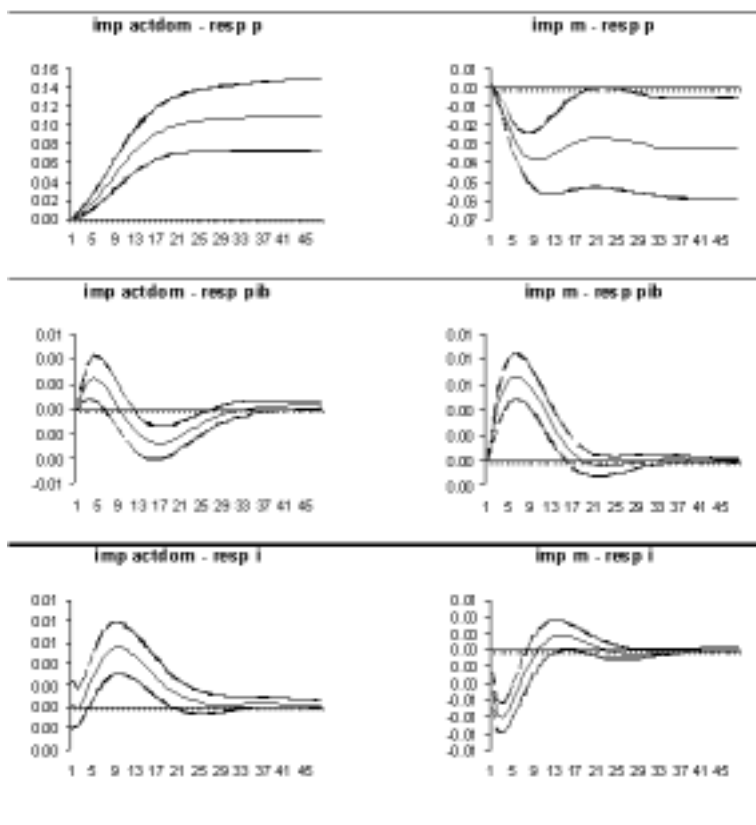
Nótese que en ambos períodos, luego de la inclusión de los activos domésticos del banco central las funciones impulso-respuesta para shocks en m_t (columna derecha) son semejantes a las obtenidas previamente³. Para el primer período, los shocks sobre $actdom_t$ generan un impacto positivo sobre el nivel de precios que presenta una elevada persistencia; un impacto sobre el nivel de actividad positivo durante los primeros meses y negativo durante el segundo año; y un impacto positivo sobre la tasa de interés durante gran parte de los dos primeros años. Para el segundo período, los shocks sobre $actdom_t$ generan un impacto positivo sobre el nivel de precios que desaparece durante el segundo año, un impacto negativo sobre el

² En logaritmos. Fuente: International Financial Statistics, IMF.

³ Para la comparación entre los gráficos 2a y 2b con los gráficos 1a y 1b es importante tener presente la diferente cantidad de periodos utilizada para graficar las funciones impulso-respuesta.

producto que alcanza un máximo a los 9 meses y luego se revierte lentamente; y un impacto negativo sobre la tasa de interés que se revierte rápidamente durante los primeros meses.

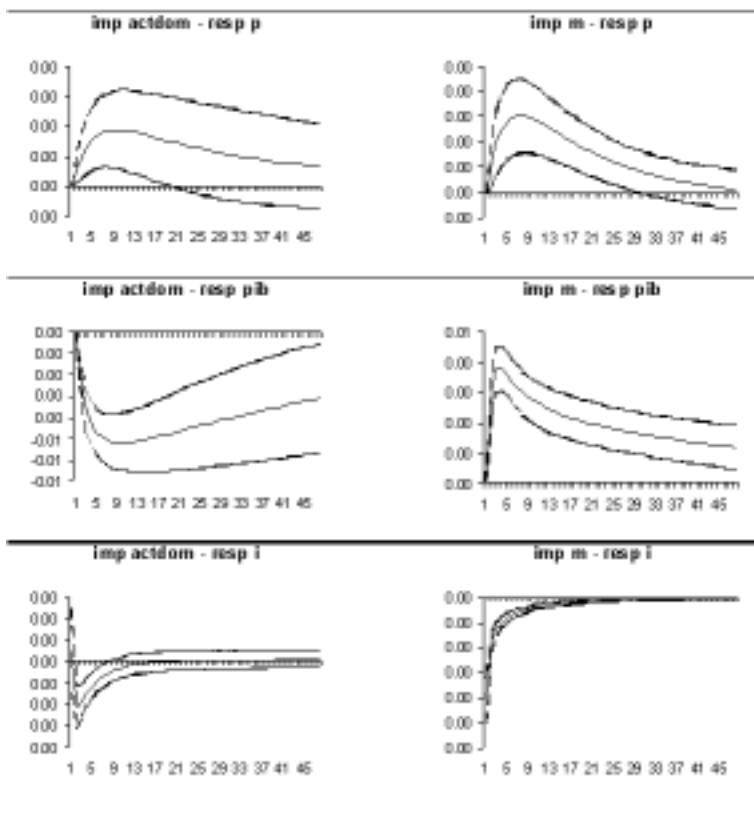
Gráfico 2.a
Funciones impulso respuesta - Período 1980.01 - 1988.12



Si bien estos resultados indican que una política monetaria expansiva genera una caída del nivel de actividad, lo que puede racionalizarse a partir del modelo de Rodríguez y Ortiz, lo que no resulta consistente es la caída en la tasa de interés y el incremento en los precios que se observan en el segundo período luego de una expansión en los activos domésticos del banco central. Sin embargo, estos resultados desaparecen cuando se impone

la restricción de que los activos domésticos del banco central no se modifican ante shocks contemporáneos en las restantes variables, conservándose el efecto negativo sobre el producto. Para el caso del primer periodo, estas restricciones adicionales sobre las interrelaciones contemporáneas entre las variables elimina el efecto negativo sobre el nivel de actividad, reduce el efecto positivo sobre la tasa de interés y mantiene el efecto positivo sobre los precios.

Gráfico 2.b
Funciones impulso respuesta - Período 1991.01 - 2000.12



IV. CONCLUSIONES Y COMENTARIOS FINALES

Los resultados presentados en este trabajo sugieren varios elementos a tener en cuenta en estudios empíricos que intenten cuantificar el impacto macroeconómico de la política monetaria en Argentina.

En primer lugar es claro que un problema a resolver es la existencia de grandes quiebres estructurales producidos durante las últimas dos décadas. Los resultados del test de Granger para la década de 1980 y para la década de 1990 indican una diferente interrelación entre las variables macroeconómicas argentinas; las descomposiciones de varianza presentadas reflejan una diferente composición de los shocks que impactan sobre cada variable; los errores de pronóstico obtenidos con los modelos estimados indican también una diferente estructura económica, ya que entre ambas décadas se modifica el poder explicativo de un modelo estimado con la misma metodología y las mismas variables. Como consecuencia de esto es natural que las funciones impulso-respuesta sean diferentes entre ambos períodos.

En segundo lugar, aún existiendo metodologías que permiten realizar estimaciones de modelos de series de tiempo multivariados con quiebres estructurales (como el método propuesto por Hansen (2001) y utilizado por Utrera (2002b)), lo que hace posible utilizar series más largas (de lo contrario los períodos estimables son siempre menores a una década), los problemas de identificación de shocks de política monetaria analizados en este trabajo sugieren la conveniencia de primero avanzar en esta cuestión y recién luego intentar estimaciones que agrupen períodos con diferentes parámetros. Esto da lugar a una línea de trabajo en donde se parte de un modelo de reducidas dimensiones al cual se van agregando variables y restricciones en los parámetros que permitan ir superando las inconsistencias que indiquen problemas de identificación.

Esta es la línea de trabajo propuesta por Leeper, Sims y Zha (1996) que se ha utilizado en este trabajo. Ante el resultado que indica un impacto positivo de un shock monetario sobre el producto durante el período en que funcionó el régimen de Convertibilidad, algo que no es esperable en un esquema de dinero pasivo, junto con el mayor poder predictivo de la cantidad de dinero sobre el resto de las variables que surge del test de Granger y la mayor "exogeneidad" de la cantidad de dinero que surge de las descomposiciones de varianza, resulta interesante incluir variables y restricciones adicionales que permitan testear si este conjunto de resultados es consecuencia de sesgos por omisión de variables. La hipótesis planteada en este

trabajo es que una variable omitida, los flujos de capitales hacia Argentina, impactó durante los 90 positivamente tanto sobre los agregados monetarios como sobre el nivel de actividad, haciéndolo más rápidamente sobre los primeros, lo que genera la percepción de que expansiones monetarias impactan positivamente sobre el nivel de actividad. La inclusión en este trabajo de los activos domésticos del banco central como variable de política monetaria no correlacionada con los flujos de capitales hacia Argentina indica que esta hipótesis puede ser correcta. En efecto, las funciones impulso-respuesta reflejan un impacto negativo de una expansión de los activos domésticos del banco central sobre el producto, en línea con resultados previos, aún cuando un shock sobre M1 genera un impacto positivo sobre el nivel de actividad. Es razonable interpretar el primer shock como un shock de política monetaria y el segundo como un shock sobre flujos de capitales.

Finalmente, los resultados presentados en este trabajo en cuanto al poder de pronóstico de los VAR estimados para las últimas dos décadas, que indican que si bien durante los 80 esta metodología permite realizar los mejores pronósticos comparando con algunas metodologías alternativas, no ocurre lo mismo durante los 90, sugieren la necesidad de profundizar en la especificación y en la selección de variables para mejorar el nivel de ajuste de las estimaciones para este último período.

Estas conclusiones indican claramente que queda mucha investigación empírica por realizar para contar con modelos que permitan entender y cuantificar los canales de transmisión monetaria, modelos que serán de suma importancia para el manejo de la política monetaria en los próximos años en Argentina.

V. REFERENCIAS

- Chow, Gregory C. and An-Loh Lin (1971): "Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation of time series by related time series", *Review of Economics and Statistics*, 53.
- Doan, Thomas (1992): *RATS User's Manual*, Evanston, III: Estima.
- Enders, Walter (1995): *Applied Econometric Time Series*, *Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics*.
- Fleming, J. Marcus (1962): "Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates", *Staff Papers*, International Monetary Fund (Nov).
- Gabrielli, María Florencia y Elena Grubisic (2002): "La respuesta a nivel sectorial de shocks monetarios y reales: Evidencia para Argentina", *Documento de Trabajo del Banco Central de la República Argentina*.

- Hamilton, James D. (1994): *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hansen, Peter R. (2001): "Structural changes in the cointegrated vector autoregressive model", *Working Paper* No. 00-20, Brown University.
- Leeper, Eric M.; Christopher A. Sims and Tao Zha (1996): "What does monetary policy do?", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2.
- Mishkin, Frederic S. and Klaus Schmidt-Hebbel (2001): "One decade of inflation targeting in the world: what do we know and what do we need to know?", *Working Paper 8397*, National Bureau of Economic Research.
- Mundell, Robert (1963): "Capital mobility and stabilization under fixed and flexible exchange rates", *Canadian Journal of Economics and Political Science* (Nov).
- Rodríguez, Carlos y Javier Ortiz (2001): "Nuevas perspectivas sobre los efectos de las políticas monetarias y fiscales en un régimen de tipo de cambio fijo: interacciones entre el riesgo país y el nivel de reservas internacionales", *Anales de la XXXVI Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*.
- Sims, Christopher A. (1980): "Macroeconomics and reality", *Econometrica* No.48.
- Sims, Christopher A. (1992): "Interpreting the macroeconomic time series facts - The effects of monetary policy", *European Economic Review*, 36.
- Stock, James H. and Mark W. Watson (2001): "Vector autoregressions", *Journal of Economic Perspectives*, Vol.15, No.14, Fall.
- Utrera, Gastón E. (2002a): "Un análisis econométrico del efecto de la política monetaria en Argentina", *Séptimas Jornadas de Economía Monetaria e Internacional*, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata.
- Utrera, Gastón E. (2002b): "Nueva evidencia empírica acerca del efecto de políticas monetarias expansivas en sistemas de tipo de cambio fijo", *Anales de la XXXVII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*.
- Walsh, Carl E. (1998): *Monetary Theory and Policy*, MIT Press.