

F
0287



BANCO CENTRAL
REPUBLICA DOMINICANA



CENTRO DE ESTUDIOS
MONETARIOS LATINOAMERICANOS

XXXII

REUNION DE TECNICOS
DE BANCOS CENTRALES DEL CONTINENTE AMERICANO

MEETING OF TECHNICIANS
OF CENTRAL BANKS OF THE AMERICAN CONTINENT

FLUCTUACIONES MACROECONOMICAS EN LA ECONOMIA PERUANA

*GABRIEL H. RODRIGUEZ
GUILLERMO DIAZ GAZANI*

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERU

13 al 17 de noviembre de 1995 - Santo Domingo, República Dominicana
November 13-17, 1995 - Santo Domingo, Dominican Republic

F
0287

BIBLIOTECA
02-11-80

FLUCTUACIONES MACROECONOMICAS EN LA ECONOMIA PERUANA

*GABRIEL H. RODRIGUEZ
GUILLERMO DIAZ GAZANI*

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERU

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERU

FLUCTUACIONES MACROECONOMICAS EN LA ECONOMIA PERUANA

Gabriel H. Rodríguez¹
Guillermo Díaz G.²

Abstract

El presente documento hace uso de la metodología VAR estructural con corrección de error (VAREC) para la economía peruana, en un intento por analizar el origen y dinámica de las fluctuaciones macroeconómicas de tres variables fundamentales de la economía peruana, durante el período 1970-1994, utilizando información de frecuencia trimestral. A manera de comparación se estima un VAREC utilizando la descomposición de Choleski. Los resultados más importantes son apreciados a través de la obtención de las funciones impulso-respuesta y la descomposición de varianza. Se destacan la importancia de shocks monetarios y de tipo de cambio en la explicación de la tasa de inflación, así como shocks provenientes del lado de la oferta (tecnológicos y de productividad) en la explicación de la fluctuación de la tasa de crecimiento del producto.

Lima, 1995

-
- 1 Banco Central de Reserva del Perú y Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú.
- 2 Banco Central de Reserva del Perú.

Introducción

El presente documento analiza la dinámica de tres variables macroeconómicas fundamentales para el caso de la economía peruana, buscando que establezca las fuentes que explican sus fluctuaciones durante los últimos 24 años. Dichas variables son la tasa de inflación, la tasa de crecimiento del producto y la tasa de crecimiento del tipo de cambio.

La aproximación metodológica utilizada es la de un modelo VAR estructural (Bernanke 1986) con la incorporación del mecanismo de corrección de error según la perspectiva de Johansen (1988, 1990, 1991). De este modo, el modelo estimado es un VAR estructural con corrección de error (VAREC). Adicionalmente, y con fines de comparación, se realiza la estimación de un modelo VAREC en forma reducida, es decir utilizando la descomposición de Choleski (Sims 1980).

Adicionalmente a las variables ya mencionadas, se incluyen *shocks* de tipo tecnológico (a través de la estimación del residuo de Solow), *shocks* de productividad (salarios reales) y *shocks* monetarios (cantidad de dinero M2).

Además de esta introducción, la investigación se divide en tres partes. En la primera parte, se presenta una breve revisión teórica y empírica de las diferentes causas de las fluctuaciones macroeconómicas. En la segunda parte se realiza una presentación de las variables que participan en el modelo así como la metodología a emplear.

La tercera parte del documento está destinada a analizar los resultados empíricos del modelo, para ello se verifica la presencia de raíces unitarias y de cointegración en las series, también se presenta el modelo a estimar así como los resultados centrales del estudio a través de las funciones de impulso respuesta y la descomposición de varianzas para las tres variables consideradas. Finalmente, se incluyen las principales conclusiones de la investigación.

1. La fuente de las fluctuaciones macroeconómicas: una breve revisión teórica

Los estudios iniciales sobre fluctuaciones macroeconómicas empleaban enfoques determinísticos, llegando a especificar que los ciclos acontecían de manera regular. Sin embargo, la teoría dió un cambio importante hacia una aproximación que analiza los ciclos como hechos causados por *shocks* aleatorios, frecuentemente denominados "*impulsos*", los cuales afectan el sistema económico y permiten observar patrones de respuesta específicos.

Según lo anterior, por lo tanto, el patrón cíclico o las fluctuaciones observadas en la economía son el resultado de una serie de impulsos independientes que afectan la economía en un momento del tiempo determinado. La manera cómo estos *shocks* se propagan en la economía dependerá de la estructura subyacente del sistema económico.

Los principales *shocks* o impulsos que causan las fluctuaciones económicas pueden ser agrupados en tres tipos. En el primer grupo se encuentran los denominados *shocks de oferta*, los cuales afectan directamente el lado de la producción de la economía. Tales *shocks* incluyen por ejemplo avances en el conocimiento tecnológico, cambios climáticos, descubrimiento de recursos, desastres naturales, etc¹.

1 En algunas circunstancias, cambios en salarios nominales también pueden ser considerados como *shocks* del lado de la oferta. Asimismo, los cambios en el precio de alguna materia prima (en especial, del petróleo) son considerados en esta categoría y permiten además, analizar la transmisión de *shocks* a nivel internacional.

En segundo lugar se tienen los denominados *shocks de política económica*, los cuales surgen a partir de la ejecución de las decisiones de la autoridad monetaria. Dichos *shocks* frecuentemente afectan el lado de la demanda agregada e incluyen cambios en la cantidad de dinero, la tasa de cambio y la política fiscal.

El tercer tipo de *shocks* son aquellos denominados *shocks de demanda privada* y se refieren a cambios en los gastos de inversión o consumo del sector privado. En la mayoría de estudios se suele juntar los *shocks* de política económica y de demanda privada en un solo tipo de *shocks* que son denominados *shocks de demanda agregada*.

Un punto de discusión resulta sin embargo, los mecanismos a través de los cuales se propagan las fluctuaciones luego de un *shock* inicial acontecido en la economía. La discusión más importante es el hecho de aceptar si las fluctuaciones pueden ocurrir dentro de una estructura perfectamente competitiva, con precios flexibles y agentes optimizadores (enfoque clásico). O por el contrario, pensar que el mecanismo de propagación de las fluctuaciones requieren de la existencia de importantes desviaciones de la economía de las condiciones perfectamente competitivas. Al respecto, la más importante contribución es la aproximación keynesiana, para quienes las desviaciones más importantes son las rigideces salariales o de precios. La aproximación más reciente se refiere a los *Real Business Cycles (RBC)*, quienes han mostrado que economías competitivas pueden generar fluctuaciones siguiendo ciertos tipos de *shocks* aleatorios.

En efecto, para la escuela clásica, los cambios en la demanda agregada provocan solamente cambios en el nivel de los precios del sistema económico, debido al supuesto que la oferta agregada es vertical. De este modo, un *shock* de demanda agregada no tiene efectos sobre el producto tanto en el corto como en el largo plazo.

Los diferentes estudios acerca de las fluctuaciones macroeconómicas han tratado de verificar entre otras cosas, la aproximación clásica y la denominada aproximación keynesiana. Esta última (Blanchard 1989) establece que las fluctuaciones pueden provenir de dos fuentes. La primera, denominada de oferta agregada, caracterizada por el comportamiento de la demanda de bienes dado un nivel de precios determinado. La segunda fuente de las fluctuaciones macroeconómicas son aquellas provenientes de la oferta agregada, caracterizada por el comportamiento de los precios dado un nivel de producto.

En el marco keynesiano, en el corto plazo, *shocks de demanda agregada* mueven el producto y los precios en la misma dirección, mientras que los *shocks de oferta* mueven dichas variables en dirección opuesta. A mediano o largo plazo, los efectos de *shocks de la demanda agregada* se ven reflejados mayormente en precios y salarios y no en producto. Por el contrario, *shocks en la oferta agregada*, los cuales incluyen *shocks* de productividad por ejemplo, se encuentran más vinculados con efectos de largo plazo sobre el producto. En resumen, movimientos en el producto son dominados por *shocks de demanda agregada*² en el corto plazo, mientras que en el largo plazo, movimientos en dicha variable son dominados por *shocks de oferta agregada*.

Entre las principales investigaciones realizadas utilizando la aproximación keynesiana sobresale el documento de Blanchard (1989), quien examina el comportamiento y evolución conjunta de cinco variables macroeconómicas (producto, desempleo, precios, salarios y dinero), encontrando que dicha evolución es consistente con la interpretación tradicional de las fluctuaciones. Conclusiones similares son encontradas por Blanchard y Quah (1989) dentro de un modelo VAR utilizando como variables el producto agregado y el nivel de desempleo.

Los últimos documentos realizados sobre las fuentes de las fluctuaciones macroeconómicas han enfatizado en general, las variables ya mencionadas y por otro lado, han tendido a agregar algunas otras. En efecto, Karras (1993) plantea un modelo donde si bien no existen variables como el desempleo y los salarios, se

agregan variables como el déficit fiscal, el tipo de cambio y el precio del petróleo. La conclusión principal, en términos de las fluctuaciones del producto, es que ésta es explicada principalmente por *shocks de oferta agregada*, *shocks* del precio del petróleo y *shocks* monetarios (M2). Algo importante de destacar es que si bien los *shocks de oferta agregada* son fundamentales, su importancia disminuye en el largo plazo para explicar las fluctuaciones en el producto, contrariamente a lo estipulado por la interpretación tradicional. Igualmente, es destacable la limitada importancia de los *shocks de demanda agregada*, lo cual igualmente está en contraposición con lo señalado por la interpretación keynesiana.

En la interpretación de las fluctuaciones de los precios, el asunto es más homogéneo. Claramente, resultan importantes los *shocks* monetarios y los *shocks de demanda agregada* en el corto plazo, siendo los primeros fundamentales en el largo plazo. Con esto se apoya la hipótesis acerca de la importancia del componente monetario en las fluctuaciones del nivel de precios.

Otras variables que se han incluido en diversos estudios han sido gasto público, cantidad de dinero real y tasa de interés (Fackler y Rogers 1993).

Por su parte, la teoría neoclásica de las fluctuaciones ha tendido a enfatizar un tipo de impulso diferente a los analizados anteriormente, denominado shock tecnológico. Según la escuela RBC este tipo de shock explicaría alrededor del 75,0 por ciento de las fluctuaciones en el producto (Long y Plosser 1983, Prescott 1986)³. Al interior de la escuela neoclásica existen dos diferentes aproximaciones: la de información incompleta y la más conocida como RBC.

La aproximación de la información incompleta asume que los agentes económicos tienen un problema de percepción de la información, lo cual determina asignaciones erróneas en las decisiones de producción y de trabajo, por parte de los productores y de los trabajadores, respectivamente. En efecto, los productores interpretan los *shocks* de demanda nominales como cambios en los precios relativos. Con esto, los trabajadores interpretan dichos *shocks* como un incremento del salario real. Ambas interpretaciones implican decisiones erradas, en tanto originan un aumento de la oferta agregada y un incremento de la oferta de trabajo. El sustento teórico de esta aproximación se debe a Lucas (1972) en su clásico estudio sobre el trade-off entre producto e inflación, en el cual considera los mercados de cada uno de los bienes como islas, donde existen problemas en la fluidez de la información. Una variante de esta aproximación lo constituye la propuesta de Barro (1978) para quien solo los cambios no anticipados en la demanda agregada tienen efectos sobre el nivel de producción⁴.

La aproximación de la información incompleta sin embargo, posee serias limitaciones. La más importante es el supuesto que los agentes económicos no conocen el nivel de precios que prevalece en el sistema económico, lo cual es bastante difícil de sostener en tanto dicha información es conocida con regularidad e incluso publicada en diferentes ámbitos. Frente a esto se encuentra la aproximación de los RBC, para quienes el cambio tecnológico es la fuente más importante de las fluctuaciones macroeconómicas (Long y Plosser 1983, Prescott 1986). Los dos principales supuestos de esta aproximación son que los *shocks*

3 Ciertamente dicho tipo de shock se encontraba incorporado en algunos modelos como el de Blanchard (1989) o Blanchard y Quah (1989) al incluir la variable desempleo, el cual es una manera de ver *shocks* de productividad, ya que implícitamente especifica *shocks* por el lado de la demanda y la oferta de trabajo.

4 Al respecto existe también discusión. Una muestra de esto es el hallazgo de Mishkin (1982) para quien los cambios anticipados si tienen efectos sobre el nivel de producción.

tecnológicos son la principal fuente de fluctuación macroeconómica y que dichos *shocks* se propagan en una economía caracterizada por estructuras de mercado perfectamente competitivas.

El efecto inmediato de un shock tecnológico es el incremento de la productividad, lo cual implicará un incremento de la demanda de trabajo y de ahí un incremento del producto. Sin embargo, el punto importante en este análisis resulta ser la aceptación y presencia de una curva de oferta laboral con pendiente positiva, lo cual significa que ante el incremento de la productividad (incremento del salario real) el efecto sustitución es mayor que el efecto ingreso, obteniéndose como efecto neto, un incremento de la cantidad de horas de trabajo ofrecidas. Sin embargo, se requiere que la magnitud de la elasticidad de la oferta de trabajo respecto del salario real sea sustancial. Esto significa precisamente la debilidad de la teoría, ante lo cual se ha enfatizado que las respuestas a incrementos en el salario real resultan de un proceso de sustitución intertemporal del trabajo. En otros términos, las familias están cambiando su oferta de trabajo en el tiempo, trabajando más horas cuando el salario real es temporalmente más alto y viceversa. No obstante, para que esto suceda la elasticidad de sustitución intertemporal entre ocio y trabajo debe ser alta y por otro lado, los trabajadores deben percibir los cambios en el salario real sólo como transitorios.

Los efectos de un shock tecnológico; sin embargo, pueden ser permanentes. Los teóricos de los RBC plantean dos posibles explicaciones. La primera es aquella mediante la cual un shock tecnológico al incrementar la productividad determina que los agentes productores incrementen su stock de capital, originándose un efecto permanente sobre el nivel de actividad. La segunda es a través de incrementos en el gasto público, pero no mediante el mecanismo de la IS-LM, sino utilizando como instrumento de transmisión el incremento ocurrido en la tasa de interés. En efecto, ésta actúa como el costo intertemporal para los diferentes agentes de la economía, originándose un incremento de la oferta de trabajo.

Las críticas a este enfoque pueden agruparse en tres segmentos. El primero, es el referido a cuestionar la capacidad de explicar las recesiones por parte de los *shocks* tecnológicos, los cuales son difíciles de aceptar que sean negativos. En segundo lugar, la evidencia empírica acerca de la elasticidad de sustitución intertemporal entre ocio y trabajo es débil (Altonji 1986, Pencavel 1986). Finalmente, los teóricos de los RBC atribuyen la correlación entre política monetaria y producto como una causalidad en sentido contrario, es decir, es el producto el que causa los cambios en la cantidad de dinero.

Shapiro y Watson (1988) dedican una buena parte de su estudio a señalar la importancia de los *shocks* tecnológicos en las fluctuaciones macroeconómicas, a través de la incorporación de la oferta de trabajo en su modelo. Adicionalmente, plantean otra manera de incorporar *shocks* tecnológicos, la cual resulta de la estimación del denominado residuo de Solow⁵. Para estos autores tanto *shocks* provenientes de la oferta de trabajo como *shocks* tecnológicos explican alrededor del 71,0 por ciento del producto en el corto plazo y 80,0 por ciento en el largo plazo. Los denominados *shocks* de demanda agregada sólo son ligeramente importantes en el corto plazo (28,0 por ciento). Contrariamente, estos *shocks* resultan importantes para explicar las fluctuaciones en el nivel de precios (89,0 y 94,0 por ciento en el corto y largo plazo, respectivamente).

La importancia de *shocks* de productividad son también resaltadas por Fisher, Fackler y Orden (1995) para explicar las fluctuaciones en el producto, en el caso de Nueva Zelanda. Los *shocks* monetarios (demanda agregada) son importantes para explicar las fluctuaciones en dinero y precios. Un documento que propone conclusiones similares es el de King, Plosser, Stock y Watson (1988), así como el de Roberts (1993). Por su parte Smith y Murphy (1994) resaltan que para el caso de Australia, la mayor parte de las fluctuaciones en el producto pueden ser atribuidas a *shocks* de productividad y de demanda agregada.

5

Otras formas de medir productividad se encuentran en Gali y Hammour (1991). Estas son denominadas "labor hoarding" e "IRS Power market".

Ciertamente las diferentes variables señaladas poseen diferentes grados de importancia a la hora de explicar las fluctuaciones macroeconómicas tanto en el corto como en el largo plazo. Pero resulta igualmente claro, que no existe un definido consenso en el establecimiento de las fuentes de dichas fluctuaciones⁶. Tal como lo refiere Stock (1988) todo parece ser posible y la exclusión de alguna variable deja siempre la incertidumbre de si la importancia encontrada en las variables presentes es la correcta. Lo que puede resaltarse, tal vez como un consenso mayoritario es la importancia de *shocks* del lado real para explicar fluctuaciones en el producto, mientras que las fluctuaciones en los precios son explicadas por *shocks* nominales o del lado de la demanda agregada.

Sobre la diversidad de *shocks*, una excelente revisión sobre ésta se encuentra en Cochrane (1994), con especial detalle sobre los *shocks* monetarios y tecnológicos, así como una mención breve a los *shocks* en el precio del petróleo y crédito. Lo sorprendente es que Cochrane encuentra que ninguno de estos *shocks* es causa principal de las fluctuaciones macroeconómicas, lo cual le permite plantear lo que denomina *shocks* de consumo, los mismos que reflejan información que los agentes económicos conocen pero que el investigador no puede observar. El problema con este planteamiento -tal como Cochrane mismo lo señala- es que la modelización es muy difícil de implementar, por lo que al parecer, si dichos *shocks* - como él piensa- explican gran parte de las fluctuaciones macroeconómicas, podremos permanecer ignorantes de dichas causas durante un buen tiempo.

2. Información y metodología

Las estimaciones comprenden el periodo 1970-1994, siendo la frecuencia de los datos de tipo trimestral y la fuente el Banco Central de Reserva del Perú. El modelo explica las fluctuaciones de seis variables macroeconómicas fundamentales. Tales son el producto bruto interno real, el índice de precios al consumidor, la cantidad de dinero, los salarios reales, el tipo de cambio nominal paralelo y el residuo de Solow⁷. Todas las variables son expresadas en logaritmos a excepción del residuo de Solow.

6 Diversos trabajos se han interesado en la posibilidad de que las fluctuaciones macroeconómicas sean explicadas por *shocks* internacionales, en especial aquellas referidas al precio del petróleo. Algunos ejemplos son los documentos de Karras (1993), Shapiro y Watson (1988) y Hutchison (1993). De éstos, Hutchison (1993) resalta notablemente la importancia de estos *shocks*.

7 El residuo de Solow puede ser estimado a partir de la siguiente expresión:

$$\Delta s = \Delta y_t - [\alpha_t \Delta h_t + (1 - \alpha_t) \Delta k_t]$$

donde y , h , k son el logaritmo del producto, horas de trabajo y capital, respectivamente. Por su parte, α es la participación del ingreso laboral en el ingreso total, la cual es aproximadamente igual a la elasticidad del producto respecto del insumo h .

Tabla 1
Lista de Variables y Nomenclatura

Variables	Nomenclatura
Log. del Producto Bruto Interno	LPBI
Log. del Salario Real	LSAL
Log. del Tipo de Cambio Nominal Paralelo	LTC
Log. de la cantidad de dinero	LM2
Log. del Índice de Precios del Consumidor	LIPC
Tasa de Crecimiento del PBI	LPBI1
Tasa de Crecimiento del Salario Real	LSAL1
Tasa de Crecimiento del Tipo de Cambio Nominal Paralelo	LTC1
Tasa de Crecimiento de la Cantidad de dinero	LM21
Tasa de Crecimiento del Índice de Precios del Consumidor	LIPC1
Residuo de Solow	SOLOW

La metodología empleada hace uso de los conceptos de integración, cointegración y mecanismo de corrección de error. En efecto, la primera etapa consiste en determinar el orden de integración de las series empleadas. Esta etapa nos permite determinar la forma del modelo VAR a estimar, es decir, si la estimación será realizada en niveles o en primeras diferencias.

La segunda etapa que permite culminar la forma del modelo VAR, es la determinación de los vectores de cointegración utilizando la aproximación de Johansen (1988, 1990, 1991). La presencia de cointegración justificará entonces la modelización de las series en primeras diferencias incorporando la noción de desequilibrios de corto plazo a través de la incorporación del vector de cointegración. Se tiene de esta manera, un modelo VAR con corrección de error (VAREC).

La forma estructural del modelo en primeras diferencias puede expresarse de la siguiente manera:

$$A_0 \Delta X_t = A(L) \Delta X_{(t-1)} + BZ + C_0 \epsilon_t \quad (1)$$

donde X_t es el vector de variables [SOLOW, LM21, LTC1, LSAL1, LPBI1, LIPC1], ϵ_t es el vector de innovaciones estructurales [$\epsilon_{solow}, \epsilon_{m2}, \epsilon_{tc}, \epsilon_{sal}, \epsilon_{pbi}, \epsilon_{ipc}$]. Por otro lado, Z es el vector de variables determinísticas o exógenas, que en este caso corresponden a la constante, vector de cointegración y dummies estacionales.

$A(L)$ es una matriz de polinomios de orden n y A_0 , B y C_0 son matrices de rango completo. Los efectos o interacciones contemporáneas entre las variables son captadas a través de las matrices A_0 y C_0 . En efecto, la matriz A_0 captura los efectos contemporáneos entre las variables endógenas, lo cual resulta imposible desde el punto de vista de la estimación de la forma reducida. Por su parte, en la matriz C_0 pueden obtenerse los efectos directos de las innovaciones sobre las variables.

Premultiplicando ambos lados de la anterior expresión por A_0^{-1} , nos permite obtener la forma reducida asociada con el modelo estructural. Dicha forma puede expresarse como:

$$\Delta X_t = F(L) \Delta X_{(t-1)} + G Z + \mu_t \quad (2)$$

donde μ es el vector de innovaciones de la forma reducida, es decir, el vector [$\mu_{solow}, \mu_{m2}, \mu_{tc}, \mu_{sal}, \mu_{pbi}, \mu_{ipc}$]. De las dos expresiones anteriores, resulta claro que las innovaciones de la forma reducida están relacionadas con aquellas provenientes de la forma estructural, de la siguiente forma:

$$A_0 \mu_t = C_0 \epsilon_t \quad (3)$$

La metodología VAR fue inicialmente sugerida por Sims (1980). En dichos modelos, una variable puede explicarse en función de su propio comportamiento en periodos anteriores, así como del comportamiento rezagado de otras variables. La particularidad es que todas las variables pueden modelarse como endógenas. Si bien las estimaciones podrían realizarse separadamente por el conocido método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), lo que resulta ser el principal objetivo de las estimaciones VAR es la obtención de las funciones impulso respuesta y la descomposición de la varianza de cada una de las variables.

Sin embargo, la aproximación sugerida por Sims (1980) plantea dos dificultades. La primera es que se propone un VAR en forma reducida cuyas innovaciones no poseen una interpretación económica definida. En segundo lugar, el modelo propuesto por Sims tiene como soporte una estructura teórica de tipo recursiva, la cual Cooley y Le Roy (1985) han denominado "macroeconomía atórica". En este caso la técnica para obtener las funciones impulso respuesta y la descomposición de varianzas es conocida como la descomposición de Choleski de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos del VAR.

La crítica de Cooley y Le Roy (1985) motivó el desarrollo de la aproximación VAR estructural, planteada inicialmente por Bernanke (1986)⁸. Esta técnica -denominada descomposición de Bernanke de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos del VAR- permite usar la teoría económica como restricciones de identificación para transformar la forma reducida del modelo VAR en un sistema de ecuaciones estructurales, estimándose los parámetros mediante la imposición de restricciones estructurales contemporáneas (matriz C_0)⁹.

En el presente documento se estima un modelo VAR estructural para la economía peruana, utilizando la aproximación de Bernanke (1986). Adicionalmente y con fines de comparación, se estima el modelo utilizando la descomposición de Choleski.

3. La Estimación

En este capítulo se analizan los resultados obtenidos a través de las estimaciones econométricas, para el período 1970-1994. El análisis en mención, se inicia con la verificación del grado de integración de las series y de los vectores de cointegración del sistema analizado. Luego se realiza la presentación del modelo, VAR estructural con corrección de error (VAREC), estimado. Finalmente, se analizan los *shocks* que afectan a la economía peruana a través de las funciones de impulso respuesta así como la fuente de las fluctuaciones macroeconómicas a través de la descomposición de varianzas.

8 Otras referencias son Blanchard (1989), Blanchard y Quah (1989), Sims (1986), Smith y Murphy (1994), Roberts (1993), Hutchison (1993), Karras (1993) y Racette y otros (1994).

9 Un método alternativo de VAR estructural ha sido desarrollado por Shapiro y Watson (1988), Blanchard y Quah (1989), King, Plosser, Stock y Watson (1991), Gali y Hammour (1991), Hutchison (1993), Clarida y Gali (1994), Cochrane (1994) y Fisher, Fackler y Orden (1995). En dichos métodos se utilizan restricciones de largo plazo para identificar la estructura económica subyacente a una forma reducida.

3.1. Integración de las series.

Las series utilizadas fueron analizadas en primer momento con la finalidad de verificar la existencia de raíces unitarias. La prueba utilizada fue la de Stock-Watson (1988). Las series fueron limpiadas previamente de la presencia de estacionalidad para obtener resultados óptimos en la prueba estadística.

En la tabla 2 se presentan los resultados del test Stock-Watson teniendo en cuenta hasta cuatro rezagos, para las variables en niveles, considerando la inclusión o exclusión de una tendencia.

Tabla 2. Test de Raíces Unitarias: serie en niveles
Test de Stock-Watson 1/

	Rezago=1		Rezago=2		Rezago=3		Rezago=4	
	Sin tendencia	Con tendencia	Sin tendencia	Con tendencia	Sin tendencia	Con tendencia	Sin tendencia	Con tendencia
PBI	-21,9	-21,7	-11,6	-11,8	-13,6	-13,5	-16,9	-17,4
IPC	-3,4	1,0	-2,8	1,1	-4,4	0,6	-4,4	-1,0
M2	-2,9	1,2	-2,1	1,4	-3,8	0,9	-3,7	-0,6
TC	-3,3	1,1	-2,7	1,2	-4,2	0,6	-4,9	-0,5
SAL	-11,6	-1,4	-15,5	-1,7	-17,0	-2,1	-17,2	-2,3
SOLOW	-25,4	-25,4	-25,4	-25,4	-19,4	-19,4	-8,0	-8,0

1/ Valores críticos sin tendencia: -20,6 (1,0%), -14,1 (5,0%) y -11,2 (10,0%).
Valores críticos con tendencia: -29,2 (1,0%), -21,7 (5,0%) y -18,2 (10,0%).

Los resultados del test a las variables en niveles demuestran la existencia de raíces unitarias al nivel acostumbrado de confianza, es decir, al 95,0 por ciento. En el caso del residuo de Solow no se puede aceptar la hipótesis de raíz unitaria, es decir, los resultados revelan que dicha serie es estacionaria (I(0)).

Estos mismos resultados pueden verificarse utilizando la prueba de Dickey y Fuller (1979) aumentado (ADF), lo cual se presenta en la tabla 3.

Tabla 3. Test de Raíces Unitarias: serie en niveles
Test de Dickey-Fuller 1/

	Rezago=1		Rezago=2		Rezago=3		Rezago=4	
	Sin tendencia	Con tendencia	Sin tendencia	Con tendencia	Sin tendencia	Con tendencia	Sin tendencia	Con tendencia
PBI	-3,8	-4,0	-2,3	-2,6	-2,4	-2,7	-3,4	-3,6
IPC	-1,6	1,1	-1,4	1,3	-1,7	0,4	-2,8	-1,1
M2	-1,5	1,6	-1,3	2,1	-1,6	0,8	-2,7	-0,9
TC	-1,7	1,2	-1,5	1,5	-1,7	0,4	-2,3	-0,7
SAL	-2,4	-0,7	-2,6	-0,8	-2,6	-0,9	-2,5	-0,9
SOLOW	-5,7	-5,7	-4,7	-4,7	-3,3	-3,4	-1,8	-1,8

1/ Valores críticos sin tendencia: -3,43 (1,0%), -2,86 (5,0%) y -2,57 (10,0%).
Valores críticos con tendencia: -3,96 (1,0%), -3,41 (5,0%) y -3,12 (10,0%).

Para complementar los anteriores resultados se presentan las pruebas de Stock y Watson y ADF, para las series en primeras diferencias (tablas 4 y 5). Los resultados permiten rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en todas las series, pudiendo concluir que dichas series son integradas de orden 1, es decir pueden denominarse I(1). Asimismo, permiten definir que el modelo VAR será estimado en primeras diferencias, es decir con todas las variables estacionarias.

Tabla 4. Test de Raíces Unitarias: serie en diferencias
Test de Stock-Watson 1/

	Rezago=1		Rezago=2		Rezago=3		Rezago=4	
	Sin tendencia	Con tendencia	Sin tendencia	Con tendencia	Sin tendencia	Con tendencia	Sin tendencia	Con tendencia
PBI	-86,7	-86,0	-86,1	-84,8	-80,6	-80,0	-70,5	-69,8
IPC	-62,0	-54,1	-50,6	-42,2	-51,8	-43,5	-50,2	-47,6
M2	-71,1	-62,1	-56,0	-45,5	-63,5	-52,8	-52,8	-50,1
TC	-65,6	-57,4	-52,5	-43,6	-58,9	-50,7	-54,6	-51,1
SAL	-120,9	-120,7	-118,3	-118,0	-117,0	-116,7	-116,2	-115,9

1/ Valores críticos sin tendencia: -20,6 (1,0%), -14,1 (5,0%) y -11,2 (10,0%).
Valores críticos con tendencia: -29,2 (1,0%), -21,7 (5,0%) y -18,2 (10,0%).

Tabla 5. Test de Raíces Unitarias: serie en diferencias
Test de Dickey-Fuller 1/

	Rezago=1		Rezago=2		Rezago=3		Rezago=4	
	Sin tendencia	Con tendencia	Sin tendencia	Con tendencia	Sin tendencia	Con tendencia	Sin tendencia	Con tendencia
PBI	-10,3	-10,1	-6,9	-6,8	-3,8	-3,7	-5,5	-5,3
IPC	-5,9	-5,3	-3,4	-3,2	-1,5	-1,7	-2,4	-2,3
M2	-7,1	-6,2	-3,7	-3,3	-1,5	-1,6	-2,4	-2,3
TC	-6,4	-5,6	-3,5	-3,2	-1,9	-2,0	-2,6	-2,5
SAL	-7,2	-7,2	-5,4	-5,4	-4,6	-4,7	-3,4	-3,4

1/ Valores críticos sin tendencia: -3,43 (1,0%), -2,86 (5,0%) y -2,57 (10,0%).
Valores críticos con tendencia: -3,96 (1,0%), -3,41 (5,0%) y -3,12 (10,0%).

3.2. Cointegración de las series

Para "testear" las relaciones de cointegración entre las variables del modelo, aplicamos la prueba de Johansen (1988).

Tabla 6. Test de Johansen

		Tabla 6a. Estadísticos		Valores críticos			
H ₀	H ₁	Estadísticos		λ _{max}		Traza	
		λ _{max}	Traza	95%	90%	95%	90%
r ≤ 1	r = 2	57,53	141,80	27,14	24,78	48,28	45,23
r ≤ 2	r = 3	43,60	83,70	21,07	18,90	31,53	28,71
r ≤ 3	r = 4	23,22	40,10	14,90	12,91	17,95	15,60
r ≤ 4	r = 5	10,50	16,78	8,18	6,50	8,18	6,50

r = número de vectores cointegrantes.

Tabla 6b. Vectores de cointegración

	β ₁	β ₂	β ₃	β ₄	β ₅	β ₆
SOLOW	-18.08	503.88	25.04	5.83	-1.70	0.67
LM2	1.00	1.00	1.00	1.00	-0.77	-0.18
LIC	-0.13	-13.89	3.06	-0.23	-2.27	-0.78
LSAL	-2.96	-50.16	-0.29	0.35	0.67	-2.89
LPBI	0.09	89.02	-19.89	-1.07	1.00	1.00
LIPC	-0.97	8.69	-3.68	-0.68	2.79	0.53

Los resultados de la prueba se muestran en la tabla 6. Según dicha prueba existen al menos tres vectores de cointegración en el sistema de 6 variables analizado. Los coeficientes del vector de cointegración (dos normalizados utilizando como unidad el coeficiente de la cantidad de dinero y el tercero empleando el coeficiente del producto) se muestran en la tabla 6b.

3.3. El modelo e identificación

El modelo estimado corresponde a la ecuación (2), modificada con la finalidad de incorporar el mecanismo de corrección de error planteado por Johansen (1988). Así el modelo puede ser expresado de la siguiente manera:

$$\Delta X_t = F(L) \Delta X_{(t-1)} + G Z + \beta_i E_i + \mu_t \quad (4)$$

donde E_i es el vector de cointegración ($i=1,2,3$).

Si bien, la ecuación (4) corresponde a un modelo VAR en forma reducida de acuerdo a la ecuación (3) existe una relación entre los residuos de este modelo (μ) y aquellos de la forma estructural (ϵ). Precisamente, estos últimos son los que interesa recuperar, para lo cual es necesario imponer restricciones a la matriz C_0 .

Dado que el presente modelo consta de seis variables, la matriz de varianzas-covarianzas tendrá 36 elementos. De estos elementos, sólo existen quince parámetros desconocidos (descontando inclusive la diagonal principal), lo que puede permitirnos estimar hasta quince efectos contemporáneos.¹⁰

En el presente modelo, se imponen trece restricciones contemporáneas, lo que implica una sobreidentificación del modelo. En el modelo se asume que ϵ_{solow} son afectadas contemporáneamente por ellas mismas. En segundo lugar, se establece un supuesto semejante para ϵ_{m2} .

En tercer lugar, se asume que ϵ_{ic} es explicado por sus propias innovaciones y ϵ_{m2} . En el caso de ϵ_{sal} , ésta es explicada además de sus propias innovaciones, por ϵ_{solow} , ϵ_{m2} y ϵ_{ic} . Por su parte ϵ_{pbi} es explicado adicionalmente por ϵ_{solow} , ϵ_{m2} , ϵ_{sal} y ϵ_{ic} . Por último, se asume que ϵ_{ip} es explicado por todas las innovaciones del sistema.

3.4. Shocks en la economía peruana: las funciones impulso-respuesta

Un modelo VAR puede ser escrito como un proceso MA infinito:

$$y_i = \alpha_0 + \mu_i + \psi_1 \mu_{t-1} + \psi_2 \mu_{t-2} + \dots \quad (5)$$

donde la matriz de los coeficientes tiene la siguiente interpretación:

$$\partial y_{t+s} / \partial \mu_{jt} = \psi_s \quad (6)$$

10 La regla es $k=(n(n-1))/2$. En nuestro caso $n=6$ variables, por lo cual $k=15$ parámetros desconocidos.

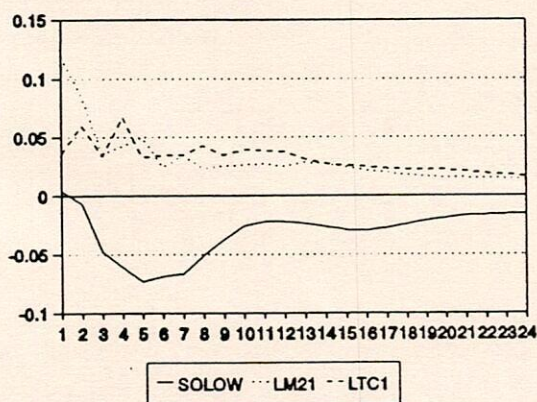
Así, el elemento de la fila i columna j de la matriz de coeficientes mide el efecto de un incremento en la innovación de la j -ésima variable a la fecha t , sobre el valor de la i -ésima variable en el período $t+s$; manteniéndose todas las demás innovaciones en todos los tiempos constantes. Un ploteo de los elementos de la matriz de coeficientes, como una función de s , es conocida como función de impulso respuesta. Pero como se recordará las innovaciones de la forma reducida (μ_{jt}) son combinaciones lineales de aquellas innovaciones estructurales (ϵ_{jt}). De este modo resulta de particular interés poder calcular la función impulso-respuesta respecto de las innovaciones estructurales, es decir:

$$\frac{\partial y_{t+s}}{\partial \epsilon_{jt}} \quad (7)$$

La expresión anterior identifica las consecuencias dinámicas para la economía si se modifican la innovación estructural de la variable j .

En los gráficos 1 al 3 se muestran las funciones impulso-respuesta según la descomposición de Choleski, mientras que en los gráficos 4 al 6 se presentan aquellas obtenidas a través de la descomposición de Bernanke.

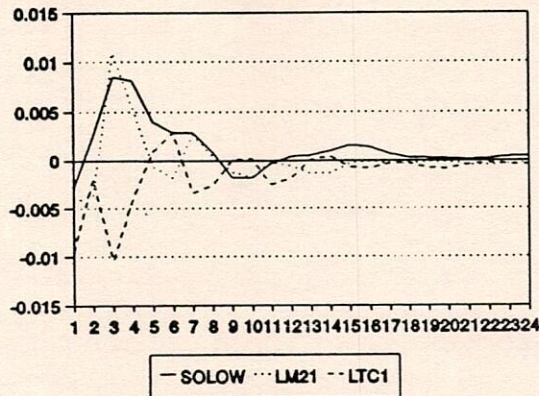
FUNCION IMPULSO RESPUESTA DE LIPC1
(Descomposición de Choleski)



De acuerdo a la descomposición de Choleski, un shock en la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero provocará una elevación inmediata de la inflación (aproximadamente 11,0 por ciento en el primer trimestre), descendiendo luego hacia el tercer trimestre (4,0 por ciento). Un shock de este tipo implicará un nuevo nivel de equilibrio de la tasa de inflación a partir del sexto trimestre (en alrededor del 3,0 por ciento). Un efecto similar se observa al producirse un shock en la tasa de crecimiento del tipo de cambio. En este caso los impactos más importantes se observan en el segundo y cuarto trimestre (6 y 7 por ciento, respectivamente).

Por otro lado, resulta importante el efecto de un shock tecnológico (residuo de Solow) sobre la tasa de inflación. En efecto, un shock tecnológico implicará una caída en la tasa de inflación, observándose el efecto más importante en el quinto trimestre (-7,0 por ciento). Con este shock la tasa de inflación alcanza su nuevo nivel de equilibrio a partir del décimo trimestre (-2,5 por ciento).

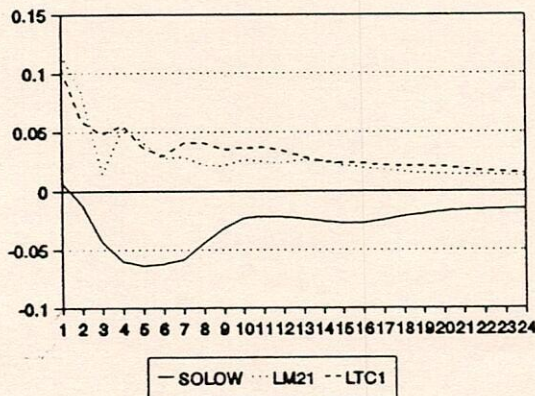
FUNCION IMPULSO RESPUESTA DE LPBI1
(Descomposición de Choleski)



En el caso de la tasa de crecimiento del PBI, los *shocks* más importantes que se observan son el tecnológico, monetario y el de tipo de cambio. El impacto más importante del shock tecnológico se observa en el tercer trimestre (0,8 por ciento) reduciéndose significativamente dicho efecto a partir del sexto trimestre. Un comportamiento similar es observado para el caso del un shock en la tasa de crecimiento del dinero. Por el contrario los efectos de un shock de la tasa de crecimiento del tipo de cambio son negativos (1,0 por ciento hasta el tercer trimestre).

Al igual que en el caso de un shock de la cantidad de dinero sobre la tasa de inflación, la tasa de crecimiento del tipo de cambio se incrementa sustancialmente en el primer trimestre (12,0 por ciento) descendiendo paulatinamente para tomar su nuevo valor de equilibrio en el catorceavo trimestre (2,0 por ciento).

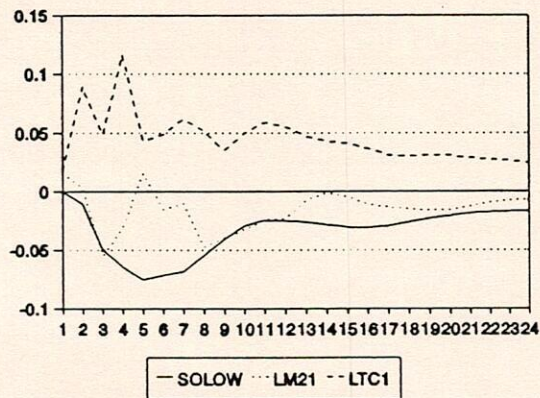
FUNCION IMPULSO RESPUESTA DE LTC1
(Descomposición de Choleski)



Adicionalmente, *shocks* tecnológicos y de productividad (salarios reales) provocan una disminución de la tasa de crecimiento del tipo de cambio, siendo más importante el primero de los mencionados.

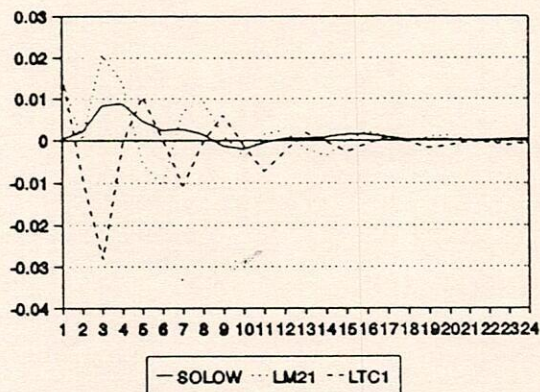
Por otro lado, analizando las funciones de impulso respuesta, según la descomposición de Bernanke, tenemos que un shock en el tipo de cambio originaría un incremento sostenido en el nivel de precios, cuyo mayor efecto sobre el índice de precios se daría en el cuarto trimestre y tendría un efecto permanente. Efecto similar sería provocado al producirse un shock de productividad (12,0 por ciento en el segundo trimestre). Dicho efecto desciende rápidamente a partir del tercer trimestre (4,0 por ciento), alcanzando un nivel promedio de 1,0 por ciento a partir del quinto trimestre.

FUNCION IMPULSO RESPUESTA DE LIPC1
(Descomposición de Bernanke)



Al igual que en el método de Choleski, el efecto de un shock tecnológico provoca una caída en la tasa de inflación. Sin embargo, una importante diferencia con el análisis anterior lo representa el efecto de *shocks* monetarios sobre la tasa de inflación. En efecto, luego de un impacto inicial de aproximadamente 2,0 por ciento sobre la tasa de inflación, la descomposición de Bernanke predice una caída en ésta a partir del tercer trimestre (excepto el quinto trimestre).

FUNCION IMPULSO RESPUESTA DE LPBI1
(Descomposición de Bernanke)

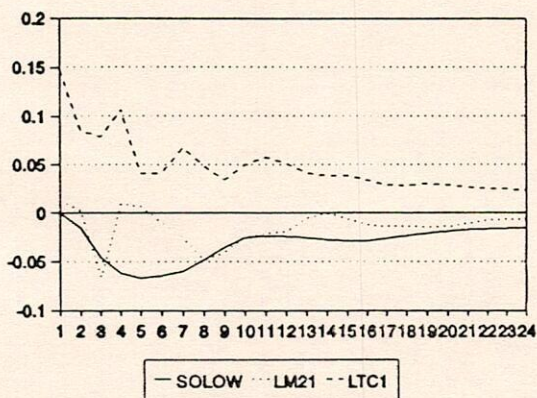


En el caso de los efectos sobre la tasa de crecimiento del PBI, estos son similares a aquellos obtenidos utilizando la descomposición de Choleski, es decir se aprecia una importancia relativa de los *shocks* tecnológicos, monetarios y de tipo de cambio.

En el caso de la tasa de crecimiento del tipo de cambio, los *shocks* más importantes son los tecnológicos y de productividad. En el primer caso, se produce una caída en la tasa de crecimiento del tipo de cambio (7,0 por ciento) en el quinto trimestre, tendiendo hacia un nuevo nivel de equilibrio a partir del décimo trimestre (2,5 por ciento). En el segundo caso, se produce un impacto significativo en el segundo trimestre (7,5 por ciento) descendiendo rápidamente a partir del tercer trimestre.

Contrariamente a lo hallado con el método de Choleski, un incremento en la tasa de crecimiento del dinero provocaría una caída en la tasa de crecimiento del tipo de cambio a partir del tercer trimestre.

FUNCION IMPULSO RESPUESTA DE LTC1
(Descomposición de Bernanke)



A manera de resumen tenemos que en primer lugar se verifica la importancia de *shocks* tecnológicos sobre la tasa de inflación, la tasa de crecimiento del PBI y la tasa de crecimiento del tipo de cambio. En segundo lugar se confirma la respuesta esperada de la tasa de inflación ante un shock en la tasa de crecimiento del tipo de cambio, cuyo mecanismo de transmisión sería vía costos. En tercer lugar, se destaca el escaso poder de reacción de la tasa de crecimiento del PBI ante un shock monetario. Resultado, este último, esperado en el sentido que a lo largo del período analizado podemos apreciar etapas en las cuales a pesar de seguirse una política monetaria expansiva, el producto no aumentó sino más bien lo hizo la tasa de inflación, además encontramos períodos en los cuales a pesar de seguirse una política monetaria restrictiva, el PBI experimentó altas tasas de crecimiento.

Finalmente, se producen efectos contrapuestos entre los resultados con el método de Choleski y el método de Bernanke. Dichas diferencias provienen de los efectos de un shock monetario sobre la tasa de crecimiento del tipo de cambio y la inflación. En cuanto al efecto sobre la tasa de inflación, la evidencia

empírica parece inclinarse a los resultados hallados según el método de Choleski, es decir que un shock monetario llevaría a un aumento en la tasa de inflación.

7. La fuente de las fluctuaciones macroeconómicas: la descomposición de la varianza

En las tablas 7 y 8 se reporta la descomposición de varianza para las tasa de crecimiento del PBI, precios y tipo de cambio, según la descomposición de Choleski y Bernanke, respectivamente. Dichas cifras indican el porcentaje del error de predicción en cada una de las variables que puede ser atribuido a cada una de las innovaciones a diferentes períodos. Con fines de abreviación, sólo se presentan los horizontes que pueden ser interpretados como corto plazo (un trimestre), mediano plazo (4 u 8 trimestres) y largo plazo (20 trimestres), según la definición sugerida por Blanchard y Watson (1989) y Karras (1993).

Tal como se observa en la tabla 7, la varianza de la tasa de crecimiento del PBI es explicada fundamentalmente por sus propias innovaciones en el corto y largo plazo. En el largo plazo, adicionalmente, resultan importantes las innovaciones provenientes del lado monetario (dinero y tipo de cambio) y de la oferta (*shocks* tecnológico y de productividad) los cuales contribuyen a explicar entre 7,4 y 9,4 por ciento de la varianza de la tasa de crecimiento del PBI.

Tabla 7. Descomposición de Choleski
Descomposición de varianza para LTC1

Período	Error Estándar	SOLOW	LM21	LTC1	LSAL1	LPB11	LIPC1
1	0.156	0.214	55.564	44.221	0.000	0.000	0.000
4	0.233	10.355	43.365	36.476	2.081	4.805	2.918
8	0.280	23.883	34.767	32.230	1.680	4.329	3.111
20	0.319	25.054	32.154	34.059	1.488	3.811	3.434

Descomposición de varianza para LPB11

Período	Error Estándar	SOLOW	LM21	LTC1	LSAL1	LPB11	LIPC1
1	0.035	0.678	1.519	7.382	5.306	85.116	0.000
4	0.046	7.225	8.441	10.093	6.546	65.237	2.459
8	0.051	7.260	7.375	9.367	7.326	64.057	4.614
20	0.052	7.410	7.355	9.396	7.590	63.692	4.557

Descomposición de varianza para LIPC1

Período	Error Estándar	SOLOW	LM21	LTC1	LSAL1	LPB11	LIPC1
1	0.137	0.107	75.171	6.882	7.099	0.018	10.722
4	0.230	11.380	46.069	19.990	5.921	4.168	12.471
8	0.286	28.295	35.827	19.541	4.066	3.386	8.886
20	0.331	28.526	32.738	24.477	3.217	2.994	8.048

En el corto plazo la tasa de inflación es explicada fundamentalmente por la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero (75,2 por ciento). En el largo plazo, la principal fuente de fluctuación proviene de *shocks* monetarios (dinero y tipo de cambio) y del lado tecnológico. Dichos *shocks* contribuyen a la explicación de la varianza en 57,0 y 28,5 por ciento, respectivamente.

En el caso de las fluctuaciones del tipo de cambio, éstas son explicadas en el corto plazo, por factores monetarios (dinero y tipo de cambio) en aproximadamente 99,0 por ciento. En el largo plazo, dichas fluctuaciones continúan siendo explicadas por dichos *shocks* (66,0 por ciento) y adicionalmente por *shocks* tecnológicos (25,0 por ciento).

Utilizando la descomposición de Bernanke (tabla 8) se obtienen algunas diferencias que merecen destacarse. En primer lugar, para el caso de las fluctuaciones de la tasa de crecimiento del PBI, resultan relativamente más importantes -que en el caso de la descomposición de Choleski- *shocks* monetarios en el corto plazo. En el largo plazo es notable la disminución de la contribución del shock tecnológico a la explicación de las fluctuaciones de la tasa de crecimiento del producto, aumentando la importancia relativa de los componentes monetarios (dinero y tipo de cambio).

Tabla 8. Descomposición de Bernanke
Descomposición de varianza para LTC1

Período	Error Estándar	SOLOW	LM21	LTC1	LSAL1	LPB11	LIPC1
1	0.148	0.000	0.711	99.289	0.000	0.000	0.000
4	0.282	7.654	5.760	58.521	7.141	6.127	14.796
8	0.341	17.651	6.572	48.996	5.646	5.501	15.633
20	0.396	18.151	7.401	48.319	4.870	4.670	16.589

Descomposición de varianza para LPB11

Período	Error Estándar	SOLOW	LM21	LTC1	LSAL1	LPB11	LIPC1
1	0.050	0.008	9.062	10.457	5.274	75.199	0.000
4	0.075	2.732	15.011	19.892	10.262	45.200	6.904
8	0.086	2.618	15.379	18.387	9.766	41.716	12.133
20	0.088	2.659	15.257	18.998	9.699	41.417	11.971

Descomposición de varianza para LIPC1

Período	Error Estándar	SOLOW	LM21	LTC1	LSAL1	LPB11	LIPC1
1	0.125	0.002	1.751	2.020	1.019	0.120	95.089
4	0.324	6.347	4.018	23.117	15.494	4.109	46.914
8	0.379	17.471	4.911	24.478	11.691	3.754	37.695
20	0.439	17.863	6.105	29.281	9.541	3.300	33.910

En segundo lugar, para el caso de la tasa de inflación, en el corto plazo, ésta es explicada por sus propias innovaciones, quedando sin importancia el componente monetario. En el largo plazo resalta la importancia de *shocks* en la tasa de crecimiento del tipo de cambio (29,3 por ciento), contribuyendo el componente monetario en sólo 6,1 por ciento. Adicionalmente, los *shocks* tecnológicos y de productividad contribuyen a explicar la varianza en 17,8 y 9,5 por ciento, respectivamente.

En el caso de la tasa de crecimiento del tipo de cambio, se observa una disminución de la importancia de los *shocks* monetarios en el corto plazo, siendo explicada por sus propias innovaciones. En el largo plazo, además de sus propias innovaciones, resalta la contribución de *shocks* tecnológicos (18,2 por ciento). La contribución del componente monetario es de 7,4 por ciento.

En resumen, se destaca la importancia relativa en el largo plazo de las innovaciones de la tasa de crecimiento del tipo de cambio sobre la varianza de la tasa de inflación. Asimismo, ambos métodos de descomposición de los residuos del modelo VAR (Choleski y Bernanke) permiten obtener resultados similares en especial aquellos referidos a la tasa de crecimiento del producto. Sin embargo, respecto del efecto del componente monetario sobre la tasa de inflación y la tasa de crecimiento del tipo de cambio, se han observado diferencias importantes.

8. Conclusiones

El presente documento explica la fuente de las fluctuaciones de tres variables fundamentales en la economía peruana: tasa de crecimiento del PBI, la tasa de crecimiento del tipo de cambio y la tasa de inflación. La metodología aplicada consiste en la estimación de un modelo VAR con corrección de error (VAREC) que permita dar cuenta de las fluctuaciones y dinámica de las series mencionadas. Esto se logra a través de la obtención de la descomposición de varianza y las funciones impulso-respuesta.

Con fines de comparación se analizó las estimaciones provenientes de dos métodos diferentes (Choleski y Bernanke). Los resultados permiten afirmar que las fluctuaciones en la tasa de crecimiento del producto son explicados, en el largo plazo, fundamentalmente por factores reales, siendo los más importantes sus propias innovaciones y los *shocks* de productividad. Cabe resaltar que los *shocks* de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria tendrían un efecto casi nulo sobre la tasa de crecimiento del PBI.

En el caso de la tasa de inflación y la tasa de crecimiento del tipo de cambio, éstas son explicadas fundamentalmente -en el largo plazo- por factores monetarios (dinero y tipo de cambio). El mecanismo de transmisión de un shock de la tasa de crecimiento del tipo de cambio sobre la tasa de inflación sería por la vía de los costos. Asimismo, resalta la importancia de *shocks* tecnológicos.

Finalmente, es de mencionar que existen algunos resultados diferentes entre ambos métodos utilizados. En efecto, a diferencia de la descomposición de Bernanke, los resultados utilizando la descomposición de Choleski resaltan la importancia -en el corto plazo- de *shocks* en la cantidad de dinero sobre la tasa de inflación y la tasa de crecimiento del tipo de cambio. Una explicación posible es el tratamiento de las series por parte de ambos métodos. Así, la descomposición de Choleski ortogonaliza los residuos asumiendo previamente una estructura recursiva de las variables, lo que le permite obtener una matriz de varianzas-covarianzas triangular. Por su parte, en la descomposición de Bernanke, la ortogonalización toma en cuenta las restricciones contemporáneas que se han especificado.

Otra explicación es el posible efecto del conjunto de restricciones contemporáneas que se han asumido en el modelo. Al respecto, sin embargo, cabe señalar que se plantearon restricciones alternativas, obteniéndose resultados similares a los mostrados.

Bibliografía

- Altonji, J. (1986) Intertemporal substitution in labor supply. En *Journal of Political Economy*.
- Barro, R. (1978) Unanticipated money, output and the price level in the United States. En *Journal of Political Economy*.
- Bernanke, B. (1986) Alternative explanations of the money-income correlation. En *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25.
- Blanchard, O.J. (1989) A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations. En *American Economic Review* 79 (5).
- Blanchard, O.J. y D. Quah (1989) The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. En *American Economic Review* 79 (5).

- Clarida, R. Y J. Gali (1994) Sources of real exchange-rate fluctuations: how important are nominal shocks?. En *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 41.
- Cochrane, J. (1994) Shocks. En *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 41.
- Cooley, F. Y S. LeRoy (1985) A theoretical macroeconomics. A critique. En *Journal of Monetary Economics* 16.
- De Serres, A., Guay, A. Y St-Amant, P. (1995). Estimating and projecting potential output using structural var methodology: The case of the Mexican economy. International Department, Bank of Canada, Ottawa, Ontario. Marzo.
- Dickey, D. Y W. Fuller (1979) Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. En *Journal of the American Statistical Association*, 74.
- Díaz G., y Rodriguez G. (1993). Relaciones de corto y largo plazo entre variables monetario-financieras y actividad real. Versión presentada en la XXX Reunión del CEMLA, Montevideo - Uruguay. Banco Central de Reserva del Perú.
- Fackler, J. y J. Rogers (1993) An empirical open-economy macro model with credit. En *Journal of Macroeconomics* 15 (2).
- Fisher, L., Fackler, P. Y D. Orden (1995) Long-run identifying restrictions for an error-correction model of New Zealand money, prices and output. En *Journal of International Money and Finance* 14(1).
- Gali, J. y M. Hammour (1991) Long run effects of business cycles. Working Paper 498, National Bureau of Economic Research.
- Hutchison, M. (1993) Structural change and macroeconomic effects of oil shocks: empirical evidence from the United States and Japan. En *Journal of International Money and Finance*, 12.
- Johansen, S. (1988) Statistical analysis of cointegration vectors. En *Journal of Economic and Dynamics and Control*, 12.
- Johansen, S. y K. Juselius (1990) Maximum likelihood estimation and inference of cointegration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52.
- Johansen, S. (1991) Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. En *Econometrica*, 59.
- Karras, G. (1993) Sources of U.S. macroeconomic fluctuations: 1973-1989. En *Journal of Macroeconomics* 15 (1).
- Keynes, J.M. (1973) *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: MacMillan.
- Keating, J. (1992). Structural approaches to vector autoregressions. Federal Reserve Bank of St. Louis, Sep.-Oct.
- King, R., Plosser, Ch., Stock, J. Y M. Watson (1991) Stochastic trends and economics fluctuations. En *American Economic Review*, 84 (1).

- Long, J. Y C. Plosser (1983) Real Business Cycles. En *Journal of Political Economy*.
- Lucas, R. (1972) Expectations and the neutrality of money. En *Journal of Economic Theory*, 4.
- Mishkin, F. (1982) Does anticipated monetary policy matter?. An econometric investigation. En *Journal of Political Economy*.
- Pencavel, J. (1986) Labor supply of men: a survey. En Ashenfelter, O. Y R. Layard (eds)., *Handbook of Labor Economics*, Volumen 1. Amsterdam: North Holland.
- Prescott, E. (1986) Theory ahead of business cycle measurement. En *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25.
- Racette, D., J. Raynauld y C. Sigouin (1994) An Up-to-Date and Improved BVAR model of the Canadian Economy. *Working Paper* 94(4).
- Roberts, J. (1993) The sources of business cycles: a monetarist interpretation. En *International Economic Review* 34 (4).
- Rosser, B. Y Sheehan, R. (1995). A vector autoregressive model of the Saudi Arabian Economy. En *Journal of Economics and Business*, 47.
- Runkle, D. (1987). Vector autoregressions and Reality. En *Journal of Bussiness and Economic Statistics*, 10.
- Shapiro, M. y M. Watson (1988) Sources of business cycle fluctuations. *Macroeconomics Annual*, National Bureau of Economic Research.
- Sims, C. (1980) Macroeconomics and Reality. En *Econométrica*, 48.
- Smith, J. y C. Murphy (1994) Macroeconomic fluctuations in the Australian Economy. En *The Economic Record* 70 (209).
- Stock, J. y M. Watson (1988) Testing for common trends. En *Journal of the American Statistical Association*, 83.