



Eficiencia de la política monetaria y la estabilidad de las preferencias del Banco Central. Evidencia empírica para el Perú¹

Gabriel Rodríguez²

gabriel.rodriguez@bcrp.gob.pe

Resumen

Siguiendo el trabajo de Favero y Rovelli (2003), estimamos un sistema de 3 ecuaciones para diferentes muestras de la economía Peruana con el objetivo de analizar la evolución de los parámetros asociados a las preferencias de la autoridad monetaria y a la estructura de la economía. Los resultados indican que las preferencias de la autoridad monetaria han cambiado entre los diferentes regímenes. En particular, el estimado de la meta implícita de inflación se ha reducido de forma significativa en el periodo más reciente. De otro lado, las condiciones macroeconómicas (expresadas por las desviaciones estándares de los choques) del lado de la demanda agregada han sido más favorables que aquellas relacionadas a la oferta agregada. Asimismo, el valor de la desviación estándar de la regla monetaria sugiere que ésta ha sido conducida exitosamente en el último periodo.

Clasificación **JEL**: C2, E5

Palabras clave: Regla de tasa de interés, cambios estructurales, meta de inflación, brecha producto, preferencias, choques macroeconómicos.

¹ Este documento es una versión resumida en español de Rodríguez (2008). Agradezco a Mario Soria por la traducción del texto y a Isaac Foinquinos por la ayuda en la edición de algunas partes del documento. Asimismo quiero agradecer los comentarios recibidos en el XXIV Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú en Diciembre de 2006. Las opiniones expresadas en este documento son del autor y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú ni de la Universidad de Ottawa.

² Cuando el documento se terminó, el autor trabajaba aún como Profesor Asociado del Departamento de Economía de la Universidad de Ottawa. Dirección para correspondencia: Gabriel Rodríguez, Banco Central de Reserva del Perú, Subgerencia de Investigación Económica, 441-445 Jr. Miroquesada, Lima 1, Perú. Teléfono: +511-613-2000 (3970), Fax: +511-613-2516.



1. Introducción

La literatura dedicada a la estimación y el análisis de las reglas de tasa de interés es bastante extensa. Uno de los temas más discutidos en esta literatura es el relacionado con el análisis del comportamiento del parámetro asociado a la brecha entre la inflación meta y la esperada. Cuando el parámetro estimado es superior a la unidad, se concluye que la política monetaria ha sido adecuada. Investigaciones representativas en este aspecto son las de Clarida et al. (1998, 2000), Judd y Rudebusch (1998), y Nelson (2003); ver Hamalainen (2004) para una revisión detallada. Con el fin de analizar el comportamiento del parámetro antes mencionado, las estimaciones hechas en la literatura se han realizado para diferentes muestras, las cuales han sido elegidas por un criterio exógeno previo.

Una regla de tasa de interés puede considerarse, siguiendo a Svensson (1997), como el resultado de la optimización de una función de pérdida intertemporal sujeto a dos ecuaciones que describen la estructura de la economía (la demanda y oferta agregadas). En general, los argumentos de la función de pérdida son la brecha entre inflación meta y la esperada, y la brecha de producto. El factor importante en este contexto es el hecho que los parámetros asociados a la regla de tasa de interés son combinaciones complejas de los parámetros originales asociados a las preferencias del Banco Central y a la estructura de la economía. Inclusive asumiendo especificaciones bastante sencillas para la estructura de la economía y la función de pérdida, el grado de complejidad de dichos parámetros es alto.

En el contexto anterior, tal como Favero y Rovelli (2003) argumentan, la estimación de una regla de tasa de interés utilizando una única ecuación no es recomendable, excepto si el investigador está interesado en analizar el comportamiento del coeficiente asociado a la brecha entre la meta de inflación y la inflación esperada. En todos los otros casos, la recomendación es la estimación de un sistema de tres ecuaciones, permitiendo la posibilidad de estimar los parámetros estructurales asociados a las preferencias de la autoridad monetaria y a la estructura de la economía.

En este documento adoptamos el enfoque recomendado por Favero y Rovelli (2003) utilizando información estadística trimestral Peruana para el periodo 1979:1-2005:4. A mi conocimiento, no se ha utilizado este enfoque anteriormente para el caso Peruano. Los resultados muestran una importante sensibilidad del coeficiente de suavizamiento y de los pesos asignados a la brecha de producto y a la brecha de inflación. Los resultados son también sensibles a la medida utilizada para calcular el producto potencial y en consecuencia, la brecha del producto. Todas las estimaciones indican que las condiciones económicas (medidas por las desviaciones estándares) de los choques de la demanda



agregada han sido favorables en comparación con aquellas relacionadas a la oferta agregada, Además, las estimaciones indican que la política monetaria ha sido exitosa en los últimos años.

El resto del documento esta organizado de la siguiente manera. En la Sección 2 se presenta el modelo. Los resultados empíricos se presentan y discuten en la Sección 3. Se concluye en la Sección 4.

2. El Modelo

En esta sección se describe brevemente el modelo utilizado. Consideramos la versión más simple del problema de metas explícitas de inflación tal como se describe en Svensson (1997). Utilizando una notación similar a Favero (2001), y Favero y Rovelli (2003), asumimos que las preferencias de la autoridad monetaria pueden ser descritas por la siguiente función de pérdida intertemporal:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i L_{t+i}, \quad (1)$$

$$L = 0.5[(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda x_t^2 + \mu(i_t - i_{t-1})^2], \quad (2)$$

donde π_t es la tasa de inflación, x_t es la brecha producto, i_t es el instrumento de política monetaria, E_t define las expectativas tomada respecto al conjunto de información disponible en el tiempo t , π^* es la meta de inflación³, δ es el factor de descuento intertemporal, λ es el peso asociado a la estabilización del producto, y μ es el peso asociado al suavizamiento de la tasa de interés. La ecuación (2) debe ser observada como una caracterización general de los objetivos de política, donde pueden obtenerse como casos particulares el de un objetivo estricto de metas de inflación ($\lambda = 0, \mu = 0$), y el de un objetivo flexible de metas de inflación ($\lambda \neq 0, \mu = 0$).

Cuando el objetivo es la especificación de una regla de instrumento (tasa de interés), las ecuaciones (1) y (2) deben ser complementadas con la especificación de la estructura de la economía. Siguiendo los

³ En la mayor parte de la muestra analizada, en el caso del Perú no ha existido un nivel oficial de inflación. Tal vez, es más adecuado nombrar a π^* como el nivel de inflación implícita.

supuestos estándares en la literatura, ver entre otros Favero (2001), y Favero y Rovelli (2003), asumimos las siguientes especificaciones para la demanda y oferta agregadas:⁴

$$x_{t+1} = \beta_x x_t - \beta_r (i_t - E_t \pi_{t+1} - \bar{r}) + u_{t+1}^d, \quad (3)$$

$$\pi_{t+1} = \alpha_\pi \pi_t + \alpha_x x_t + u_{t+1}^s, \quad (4)$$

donde u_{t+1}^d y u_{t+1}^s representan los choques de demanda y oferta agregadas, respectivamente. En la sección empírica, se utiliza, además, el tipo de cambio como una variable adicional.

En resumen, el problema de optimización intertemporal es minimizar las ecuaciones (1) y (2) sujeto a las restricciones dadas por las ecuaciones (3) y (4). Esto permite obtener la regla monetaria. En este sentido, los coeficientes de dicha regla representan combinaciones complejas de los parámetros asociados a las preferencias de la autoridad monetaria (δ, λ, π^*) y la estructura de la economía ($\alpha_\pi, \alpha_x, \beta_r, \beta_x, \bar{r}$). Esto representa un problema importante para la estimación de la regla de tasa de interés basada en una sola ecuación dado que implica que la estructura de la economía no puede ser identificada.

En este documento adoptamos el enfoque sugerido por Favero y Rovelli (2003), que se basa en un modelo de tres ecuaciones. Este sistema se obtiene de minimizar la función de pérdida (2) bajo el supuesto de un horizonte finito, y sujeto a una especificación de la demanda y oferta agregadas con una estructura de rezagos uniformemente distribuidos a partir de las especificaciones estilizadas (3) y (4).

Por lo tanto, permitiendo una estructura de rezagos más general que la involucrada en (3) y (4), y adoptando una especificación *backward looking* de la especificación de la curva IS utilizada por Rudebusch y Svensson (1999), podemos escribir el modelo de la siguiente manera:

⁴ Las ecuaciones (3) y (4) deben considerarse como la solución obtenida del proceso de optimización intertemporal del problema de los agentes del sector privado.



$$x_{t+j} = C_1(L)x_{t+j-1} - C_2(L)[i_{t+j-1} - \pi_{t+j-1} - \bar{r}] + u_{t+j}^d \quad (5)$$

$$\pi_{t+j} = C_3(L)\pi_{t+j-1} + C_4(L)x_{t+j-1} + C_5(L)w_{t+j} + u_{t+j}^s, \quad (6)$$

$$E_t f[i_{t+i+j}, \pi_{t+i+j}, x_{t+i+j}] = 0, \quad (7)$$

$$\begin{aligned} f[i_{t+i+j}, \pi_{t+i+j}, x_{t+i+j}] &= \sum_{i=0}^{\tau} \delta^i E_t [\pi_{t+i+j} - \pi^*] \frac{\partial \pi_{t+i+j}}{\partial i_{t+j}} \\ &+ \sum_{i=0}^{\tau} \delta^i \lambda E_t x_{t+i+j} \frac{\partial x_{t+i+j}}{\partial i_{t+j}} + \mu(i_{t+j} - i_{t+j-1}) \\ &- \mu \delta E_t [i_{t+j+1} - i_{t+j}] + u_{t+j}^m. \end{aligned}$$

La estimación empírica requiere del truncamiento de los rezagos y avances. Para dichos fines, seleccionamos $\tau = 4$. En seguida se selecciona el modelo empírico que obtiene el mejor ajuste luego de omitir los rezagos y avances que son estadísticamente no significativos para el modelo general. A manera de ilustración, asumiendo $j = 1$, obtenemos:

$$\begin{aligned} 0 &= \lambda \delta^2 E_t x_{t+3} \frac{\partial x_{t+3}}{\partial i_{t+1}} + \lambda \delta^3 E_t x_{t+4} \frac{\partial x_{t+4}}{\partial i_{t+1}} \\ &+ \lambda \delta^4 E_t x_{t+5} \frac{\partial x_{t+5}}{\partial i_{t+1}} + \delta^3 E_t [\pi_{t+4} - \pi^*] \frac{\partial \pi_{t+4}}{\partial i_{t+1}} \\ &+ \delta^4 E_t [\pi_{t+5} - \pi^*] \frac{\partial \pi_{t+5}}{\partial i_{t+1}} + \mu E_t [i_{t+1} - i_t] \\ &- \mu \delta E_t [i_{t+2} - i_{t+1}] + u_{t+1}^m \end{aligned}$$

El sistema estimado completo, escrito para $j = 1$, es el siguiente:

$$x_{t+1} = c_1 + c_2 x_t + c_3 x_{t-1} + c_4 (i_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + c_5 (i_{t-2} - \bar{\pi}_{t-2}) + u_{t+1}^d \quad (8)$$

$$\pi_{t+1} = c_6 \pi_t + c_7 \pi_{t-1} + c_8 x_t + c_9 \Delta w_t + u_{t+1}^s \quad (9)$$

$$\begin{aligned} 0 = & \mu E_t(i_{t+1} - i_t) - \mu \delta E_t(i_{t+2} - i_{t+1}) + \delta^3 E_t \{c_8 c_4 (\pi_{t+4} \\ & - \pi^*) + \delta [c_6 c_8 c_4 + c_8 (c_5 + c_2 c_4)] (\pi_{t+5} - \pi^*)\} + \\ & \lambda \delta^2 E_t \{c_4 x_{t+3} + \delta (c_5 + c_2 c_4) x_{t+4} + \delta^2 [c_2 (c_5 + \\ & c_2 c_4) + c_3 c_4] x_{t+5}\} + u_{t+1}^m \end{aligned} \quad (10)$$

donde w_t es una variable explicativa adicional que representa al tipo de cambio nominal. La estimación conjunta del sistema (8)–(10) permite la identificación de los parámetros δ , λ , μ y π^* que describen las preferencias del Banco Central. Tal como usado en Favero y Rovelli (2003), utilizamos $\delta=0.975$ dado que la estimación de dicho parámetro es muy inestable. Sin embargo, a diferencia de ellos, no imponemos la restricción que $c_6 + c_7 = 1$.

3. Resultados Empíricos

Es importante notar las siguientes observaciones respecto a la estimación del sistema dado por las ecuaciones (8)–(10): i) la variable Δw_t es la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal; ii) en general, el conjunto de instrumentos utilizados en la estimación incluye cuatro rezagos de la tasa de inflación, brecha de producto, tasa de interés, y tasa de crecimiento del tipo de cambio. Sin embargo, dado los cambios en el tamaño de las muestras, el conjunto de instrumentos es modificado consecuentemente.

Los datos utilizados son trimestrales y el periodo analizado es 1979:1 hasta 2005:4. Como medidas de la brecha producto tenemos tres alternativas. Una medida se obtiene luego de la aplicación del filtro de Hodrick y Prescott (1997). Las otras dos mediciones se obtienen luego de usar una tendencia lineal y otra cuadrática, respectivamente. En términos de notación, las tres mediciones de la brecha de producto se denominan HP, LT y QT, respectivamente. La inflación anual se mide como $100 \times (p_t - p_{t-4})$, donde p_t denota el logaritmo del Índice de Precios al Consumidor (IPC)⁵. La fuente de información es el Banco Central de Reserva del Perú.

La literatura sobre reglas monetarias sugiere una estimación por sub-muestras, donde el punto de quiebre es seleccionado de manera exógena. En un reciente trabajo, Castillo, Humala y Tuesta (2006) identifican tres regímenes diferentes de comportamiento de la tasa de inflación para el Perú. El primer régimen comprende el periodo entre 1994:2 y 2005:3 y está caracterizado por una baja tasa de

⁵ También se considera una medición de la inflación basada en la inflación subyacente del IPC. Resultados disponibles bajo solicitud.

inflación con baja volatilidad y bajo nivel de persistencia. Otro régimen cubre el periodo 1979:1-1987:4 y 1991:2-1994:1. Este periodo está caracterizado por altos niveles de inflación, alta volatilidad y elevados niveles de persistencia. El último régimen comprende el periodo 1988:1-1991:1 en el cual se observa una tasa de inflación extremadamente volátil y niveles elevados de inflación caracterizados por hiperinflación tipo *outlier*⁶. En este trabajo el sistema de tres ecuaciones se realiza para el periodo 1979:1-1987:4 y 1991:2-1994:1 (primer régimen o sub-muestra) y 1994:2-2005:4 (segundo régimen o sub-muestra). Desafortunadamente, el periodo hiperinflacionario no cuenta con el suficiente número de observaciones y por lo tanto la estimación no puede ser realizada.

La Tabla 1⁷ muestra los resultados de la estimación utilizando el filtro HP para medir la brecha de producto. Las estimaciones del coeficiente π^* reflejan claramente la evolución de este parámetro a través de las dos muestras. Las estimaciones del segundo régimen indican baja volatilidad y baja persistencia de la inflación. En el primer régimen, la persistencia de la brecha de producto y de la tasa de inflación son 0,92 y 0,97 respectivamente. Ambos valores en el segundo régimen son 0,68 y 0,59 respectivamente. Esto sugiere un fuerte impacto de la política de desinflación aplicada por la autoridad monetaria. La evolución del valor de la tasa de inflación implícita (π^*) también confirma esta evidencia.

La Tabla 2 presenta las estimaciones obtenidas usando una tendencia lineal (LT) para medir la brecha de producto. En general todos los valores son mayores que los resultados anteriores (Tabla 1). La persistencia de la brecha de producto es 0,95 y 0,90 para ambos regímenes, respectivamente. En el caso de la tasa de inflación existe un coeficiente unitario para el primer régimen lo que revela una fuerte persistencia de la inflación en este periodo. El segundo régimen se caracteriza por una baja persistencia (0,69). El valor de la tasa de inflación implícita (π^*) también se reduce dramáticamente en el segundo régimen a comparación del primer régimen o el total de la muestra. En general, las desviaciones estándares de los choques relacionados a la oferta agregada son más elevadas que aquellas que provienen del lado de la demanda agregada. Ambas desviaciones estándares son más reducidas en el segundo régimen.

⁶ Castillo, Humala y Tuesta (2006) también encontraron fechas similares cuando analizaron la tasa de crecimiento del dinero.

⁷ Todos los errores estándares de los coeficientes estimados son robustos (consistentes) a la presencia de heterocedasticidad y autocorrelación utilizando la corrección sugerida por Newey y West (1987).



La Tabla 3 presenta las estimaciones utilizando una tendencia cuadrática (QT) para medir la brecha de producto. Los resultados son bastante similares a los obtenidos líneas arriba. El valor de la tasa de inflación implícita (π^*) es el menor comparado con los obtenidos en las Tablas 1 y 2. Las desviaciones estándares de los choques macroeconómicos son menores en el segundo régimen comparados con los relacionados con el primer régimen. Además, las desviaciones estándares de los choques de la demanda agregada son más reducidas que las que provienen del lado de la oferta agregada. Esto permite afirmar que las condiciones vinculadas a la demanda agregada han sido más favorables que aquellas provenientes de la oferta agregada.

Una conclusión general es que los estimados son extremadamente sensibles al uso de los distintos métodos para calcular la brecha de producto. Esto es particularmente claro para los casos de los parámetros λ y μ . Otra conclusión es el hecho que las preferencias de la autoridad monetaria han cambiado drásticamente en el segundo régimen en comparación con el comportamiento observado en el primer régimen. Esto se refleja de manera particular y clara en las estimaciones de π^* . Asimismo, mejores condiciones macroeconómicas (medidas a través de las desviaciones estándares de los respectivos choques) son más favorables del lado de la demanda agregada en comparación con aquellas del lado de la oferta agregada. Finalmente, la evidencia empírica sugiere, sin lugar a dudas, el hecho que la política monetaria ha sido conducida eficientemente en último régimen.

4. Conclusiones

Las estimaciones de la regla de tasa de interés utilizando el método de una sola ecuación han sido criticadas por Favero y Rovelli (2003) basándose en el hecho que los parámetros estructurales, asociados a las preferencia de la autoridad monetaria y la estructura de la economía, no pueden ser identificados. Esto es debido al hecho que los coeficientes de la regla de tasa de interés son combinaciones complejas de los parámetros estructurales. La recomendación es la estimación de un sistema de tres ecuaciones compuesto por una función de pérdida, una ecuación de demanda agregada y otra de oferta agregada. En este documento se ha aplicado este enfoque al caso peruano utilizando datos trimestrales y estimando los coeficientes para diferentes periodos. Diferentes medidas de brecha de producto han sido utilizadas.

Los resultados muestran alta sensibilidad del parámetro asociado al suavizamiento de la tasa de interés y los pesos asignados a la brecha producto y a la tasa de inflación. Asimismo, se observa sensibilidad de los resultados respecto de las medidas de brecha de producto utilizadas en las estimaciones. Todas las estimaciones indican que las desviaciones estándares de los choques asociados a la demanda



agregada son inferiores a aquellas asociadas a la oferta agregada. Esto significa que las condiciones económicas relacionadas a la demanda agregada han sido más favorables a aquellas relacionadas a la oferta agregada. Finalmente, todas las estimaciones indican que la política monetaria ha sido conducida exitosamente en el último régimen, lo que se observa en el valor de π^* .

Referencias

Castillo, P., A. Humala, y V. Tuesta (2006), “Monetary Policy, Regime Shifts, and Inflation Uncertainty in Peru (1949-2006)”, manuscript.

Clarida R., J. Galí, y M. Gertler (1998), “Monetary Policy Rules in Practice. Some International Evidence”, *European Economic Review* **42**, 1033-1067.

Clarida R., J. Galí, y M. Gertler (2000), “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory”, *Quarterly Journal of Economics* **115**, 147-180.

Favero, C. A. (2001), *Applied Macroeconometrics*, New York: Oxford University Press.

Favero, C., y R. Rovelli (2003), “Macroeconomic Stability and the Preferences of the Fed. A Formal Analysis, 1961-1998”, *Journal of Money, Credit and Banking* **35** (4), 545-556.

Hamalainen, N. (2004), “A Survey of Taylor-Type Monetary Policy Rules”, Working Paper 2004-02, Department of Finance.

Hodrick R. J., y E. C. Prescott (1997), “Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking* **29**.

Judd, J. P., y G. D. Rudebusch (1998), “Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997”, Federal Reserve Bank of San Francisco, *Economic Review* **3**, 1-16.

Nelson, E. (2003), “UK Monetary Policy 1972-1997: A Guide Using Taylor Rules”, in P. Mizen (Editor), *Central Banking, Monetary Theory and Practice: Essays in Honour of Charles Goodhart*, Volume 1, Cheltenham: Edward Elgar, 195-216.

Newey, W. K., y K. D. West (1987), “A Simple Positive Semi-Definite, Heterocedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica* **55**, 703-708.



Rodríguez, G. (2008), “Efficiency of the Monetary Policy and Stability of Central Bank Preferences. Empirical Evidence for Peru”, a publicarse en *Empirical Economics Letters*.

Rudebusch, G. D., y L. E. O. Svensson (1999), “Policy Rules for Inflation Targeting”, in John B. Taylor (Editor), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press.

Svensson, L. E. O. (1997), “Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targeting”, *European Economic Review* **41**, 1111-1146.

Tabla 1. Estimación del sistema (8)-(10); IPC total; Estimados utilizando HP

	Sin quiebres	Estimación por sub-muestras	
	1979:1-2005:4	1979:1-1987:4	1994:2-2005:4 1991:2-1994:1
c_1	0.014	0.456 ^a	0.922 ^a
c_2	1.115 ^a	1.096 ^a	0.685 ^a
c_3	-0.339 ^a	-0.177 ^a	-0.059
c_4	-0.000 ^a	-0.001 ^a	-0.048 ^a
c_5	0.000 ^a	-0.001 ^a	-0.020 ^a
c_6	-0.282 ^a	0.688 ^a	0.336 ^a
c_7	-0.333 ^a	0.285 ^a	0.256 ^a
c_8	2.938 ^a	0.838 ^a	0.455 ^a
c_9	1.851 ^a	-0.048	0.133 ^a
δ	0.975 ^e	0.975 ^e	0.975 ^e
π^*	56.245 ^a	71.343 ^a	4.026 ^a
μ	-0.000 ^a	0.000	0.009 ^a
λ	20.883 ^a	-2.343 ^a	-0.464 ^a
$\sigma(u^d)$	3.085	3.349	1.874
$\sigma(u^s)$	58.480	22.546	3.332
$\sigma(u^m)$	0.071	0.328	0.155
J	0.285	0.299	0.274

a, b, c, d denotan significancia estadística a niveles de 1,0; 2,5; 5,0 y 10,0%, respectivamente. Un símbolo e indica que el coeficiente ha sido restringido en la estimación.



Tabla 2. Estimación del sistema (8)-(10); IPC total; Estimados utilizando LT

	Sin quiebres	Estimación por sub-muestras	
	1979:1-2005:4	1979:1-1987:4	1994:2-2005:4
		1991:2-1994:1	
c_1	0.080	0.407 ^b	1.439 ^a
c_2	1.285 ^a	1.127 ^a	0.822 ^a
c_3	-0.340 ^a	-0.176 ^a	0.081 ^c
c_4	0.000	-0.005 ^a	-0.054 ^a
c_5	0.000 ^a	-0.002 ^a	-0.015
c_6	-0.287 ^a	0.686 ^a	0.345 ^a
c_7	-0.351 ^a	0.317 ^a	0.351 ^a
c_8	1.102 ^a	0.509 ^a	0.096 ^a
c_9	1.885 ^a	-0.073 ^a	0.092 ^a
δ	0.975 ^e	0.975 ^e	0.975 ^e
π^*	60.181 ^a	73.549 ^a	6.246 ^a
μ	-0.000 ^a	-0.000 ^a	0.002 ^a
λ	2.058 ^a	-0.858 ^a	0.036 ^a
$\sigma(u^d)$	3.368	3.363	2.023
$\sigma(u^s)$	59.534	22.268	3.462
$\sigma(u^m)$	0.041	0.529	0.043
J	0.161	0.296	0.226

a, b, c, d denotan significancia estadística a niveles de 1,0; 2,5; 5,0 y 10,0%, respectivamente. Un símbolo e indica que el coeficiente ha sido restringido en la estimación.

Tabla 3. Estimación del sistema (8)-(10); IPC total; Estimados utilizando QT

	Sin quiebres		Estimación por sub-muestras	
	1979:1-2005:4		1979:1-1987:4	1994:2-2005:4
			1991:2-1994:1	
c_1	0.043	0.789 ^a	0.664 ^a	
c_2	1.241 ^a	1.105 ^a	0.842 ^a	
c_3	-0.343 ^a	-0.137 ^a	-0.014	
c_4	-0.000 ^a	-0.003 ^a	-0.038 ^a	
c_5	0.000 ^a	-0.002 ^a	-0.000	
c_6	-0.279 ^a	0.679 ^a	0.365 ^a	
c_7	-0.334 ^a	0.303 ^a	0.315 ^a	
c_8	1.422 ^a	0.642 ^a	0.343 ^a	
c_9	1.838 ^a	-0.060 ^a	-0.026	
δ	0.975 ^e	0.975 ^e	0.975 ^e	
π^*	66.610 ^a	67.625 ^a	2.796 ^a	
μ	-0.000 ^a	-0.000 ^a	0.003 ^a	
λ	2.341 ^a	-1.396 ^a	-0.267 ^a	
$\sigma(u^d)$	3.297	3.375	2.029	
$\sigma(u^s)$	59.380	22.187	3.348	
$\sigma(u^m)$	0.029	0.448	0.084	
J	0.171	0.296	0.262	

a, b, c, d denotan significancia estadística a niveles de 1,0; 2,5; 5,0 y 10,0%, respectivamente. Un símbolo e indica que el coeficiente ha sido restringido en la estimación.



Reglas de política monetaria para Chile y Perú: Evidencia de inestabilidad en los parámetros¹

Gustavo A. Leyva Jiménez

gleyva@bcentral.cl

Resumen

Este documento estudia la estabilidad de reglas monetarias básicas para Chile y Perú a través de la estimación de los parámetros vía el Filtro de Kalman, en el contexto del aporte de Clarida et al. (2000), para el periodo de enero de 1996 a agosto de 2006. Se encuentra que la respuesta de ambos bancos centrales al objetivo inflacionario es similar. La tendencia decreciente que se observa en el parámetro es interpretada como el resultado de la ganancia en credibilidad proveniente del relativo éxito en el cumplimiento de las metas de inflación que han logrado las respectivas autoridades monetarias.

Palabras clave: Reglas de política monetaria, metas de inflación, Filtro de Kalman.

Clasificación **JEL**: E52, E58

1. Introducción

En la estimación de reglas de política monetaria, por lo general, la literatura ha incidido poco en el estudio de la estabilidad de la función de reacción de los bancos centrales a sus objetivos explícitos o implícitos de política. Las ganancias en entendimiento de la estabilidad de los parámetros pueden abordarse desde el punto de vista teórico y empírico. A nivel teórico, la estimación de reglas monetarias menos restringidas, en el sentido que permiten evaluar la estabilidad, está más acorde con la relevancia de la hipótesis de Lucas. En general, los bancos centrales, como cualquier agente racional, no han permanecido pasivos ante el escenario macroeconómico en el cual han operado, y en

¹ Documento preparado como nota de investigación en el curso de Macroeconomía Internacional del Magíster en Economía de la Universidad de Chile (Departamento de Economía). Presentado en el XXV Encuentro de Economistas del BCRP en diciembre de 2007. Agradezco especialmente a Gabriel Rodríguez por sus valiosos comentarios y a los asistentes al seminario interno del Banco Central de Chile. Las opiniones y resultados presentados en este documento son de responsabilidad exclusiva del autor y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Chile o de sus Consejeros.

respuesta a ello han tenido que adoptar los mecanismos institucionales y regímenes monetarios que se ajustaran mejor al compromiso con sus objetivos de política.

Lo anterior es particularmente flagrante en los casos de Chile y Perú. Chile constituye el caso de mayor experiencia en la implementación del régimen de metas de inflación entre los países latinoamericanos, y durante el proceso de implementación gradual se han introducido cambios de política congruentes con una adopción completa (*fully-fledged*) del régimen. Así, en setiembre de 1999 el Banco Central de Chile (BCCh) decidió abandonar el régimen de bandas cambiarias y reforzó la transparencia y rendición de cuentas con la publicación de Reportes de Inflación (desde mayo de 2000). Por su parte, el Banco Central de Reserva del Perú (BCRP) adoptó formalmente el régimen de metas de inflación el 2002, y aunque anunciaba metas de inflación desde 1994, no tenía un compromiso institucional explícito con su cumplimiento. Asimismo, de acuerdo con la práctica internacional de los países con metas de inflación, el BCRP abandonó el control de la base monetaria como instrumento de política y adoptó, en su lugar, a principios de 2001, una política de anuncio de tasas de interés de referencia.

Desde el punto de vista empírico y práctico, para los bancos centrales puede resultar útil saber si pueden cumplir con su objetivo inflacionario mediante menores y graduales ajustes en la tasa de interés, y por lo tanto, a costa de una menor variabilidad en el producto. Adicionalmente, si la hipótesis de inestabilidad es validada se podrían afinar los pronósticos de inflación considerando apropiadamente la incertidumbre asociada a la estimación de los parámetros.

En este trabajo se estiman reglas de política monetaria básicas para los casos chileno y peruano permitiendo que los parámetros que reflejan la reacción de los bancos centrales a sus objetivos de política varíen en el tiempo. Para ello, reglas de tasas de interés son estimadas por medio del Filtro de Kalman y Máxima Verosimilitud. Se encuentra que la respuesta de ambos bancos centrales al objetivo inflacionario es similar. La tendencia decreciente que se observa en el parámetro es interpretada como el resultado de la ganancia en credibilidad proveniente del relativo éxito en el cumplimiento de las metas de inflación que han logrado las respectivas autoridades monetarias.

La estructura de este documento es como sigue. En la siguiente sección se presenta una breve revisión de la literatura sobre la estimación de reglas de política monetaria para los casos chileno y peruano. En la tercera sección se expone la metodología utilizada mientras que en la cuarta se discuten los resultados. Finalmente, el documento concluye en la quinta sección.



2. Revisión de Literatura

Desde el aporte seminal de Clarida et al. (1998) y Clarida et al. (2000) la literatura empírica ha contado con un marco teórico fundamentado para la caracterización de las reglas de política monetaria de los bancos centrales en un entorno de expectativas racionales. Antes, bajo la influencia del trabajo pionero de Taylor (1993), era común estimar especificaciones “ad-hoc” con el ánimo de recoger la posición expansiva o contractiva de la política monetaria en respuesta de las variables que institucionalmente eran fijadas como objetivos de política o variables que se pensaba podrían ser de un interés implícito para la autoridad monetaria. Ahora, bajo un marco teórico debidamente micro-fundamentado es directo derivar reglas de política óptimas a partir del comportamiento optimizador de un banco central que busca minimizar la pérdida asociada al desvío de las variables de interés de sus valores objetivo.

De este modo, no sorprende que el estudio de la manera como los bancos centrales responden a sus objetivos sea relativamente reciente, en especial, en economías emergentes. Sin embargo, aunque la disponibilidad reciente de las herramientas teóricas que permitan realizar dicho análisis pueda explicar el interés tardío en el estudio del comportamiento de los bancos centrales en este tipo de economías, un factor adicional puede residir en el contexto macroeconómico y en la institucionalidad detrás del manejo de política monetaria. Así, la estimación de funciones de reacción de un banco central puede tener mayor sentido cuando se garantizan los requerimientos mínimos para que opere una política monetaria independiente. Sugerentemente, la literatura que ha abordado este tipo de estudio para los casos chileno y peruano, es muy reciente y su fecha cronológica coincide con periodos de relativa estabilidad macroeconómica y de formalización de los esquemas de política monetaria que guían las decisiones de los bancos centrales en la actualidad.

En el caso del Perú, Castro y Morón (2002) estiman la función de reacción del BCRP mediante el Método Generalizado de Momentos (MGM) para el periodo en el que regía el control de agregados monetarios como instrumento de política intermedio². Según los autores es que el BCRP respondería a un objetivo cambiario implícito debido a la preocupación de que fluctuaciones en el tipo de cambio se transmitan al sector real a través del mecanismo de hoja de balance como resultado del descalce cambiario típico en economías con pasivos dolarizados. Otro resultado interesante es que el BCRP habría reaccionado no sólo a la inflación rezagada sino también a la expectativa de la inflación un año adelante, aproximada por la tasa de inflación *ex-post*, lo que explicaría la adopción posterior del

² A pesar que el régimen seguido durante gran parte de la década pasada es caracterizado como un esquema de metas monetarias, Mishkin y Savastano (2002) precisan que el BCRP no habría seguido una estrategia de este tipo debido a la ausencia de una política de anuncio de metas monetarias y de un mecanismo de rendición de cuentas.



esquema de metas de inflación, en vista de la necesidad de desarrollar pronósticos confiables de inflación. Sin embargo, los resultados no son consistentes con la política gradualista de desinflación seguida por el BCRP tal como sostienen Armas et al.(2001)³.

Por su parte, Corbo (2002) para el periodo 1990-1999, periodo similar al analizado por Castro y Morón (2002), encuentra que el BCRP habría respondido no sólo a la brecha inflacionaria, sino también a las brechas del producto y del tipo de cambio real, usando como instrumento la tasa de interés de los Certificados de Depósito a 30 días. Recientemente, Leiderman et al. (2006) encuentran que el BCRP también respondería a las Reservas Internacionales con el ánimo de mitigar la pérdida de reservas ante un incipiente ataque especulativo⁴.

Para el caso de Chile, la literatura es mucho más extensa y variada tanto en la especificación de la función de reacción (algunas basadas en Clarida et al. (1998) y Clarida et al. (2000) y otras en formas reducidas de esta o especificaciones “ad-hoc”) como en el método de estimación utilizado, lo que obviamente facilita el análisis de la robustez de los resultados. De este modo, existe el consenso casi generalizado que la brecha de la inflación observada respecto a la meta es de interés primario para el BCCh (Restrepo (2002), Corbo (2002), Corbo et al. (2002) y Leiderman et al. (2006)). Para estudiar la estabilidad del parámetro asociado a la respuesta de la autoridad monetaria a la brecha de la inflación, Corbo et al. (2002) estiman recursivamente los estimados de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de una función de reacción simple a la Taylor para una muestra de países que utilizan las metas de inflación como ancla nominal. La tendencia decreciente de dicho parámetro en el periodo 1990-1999 para el caso de Chile es interpretada por los autores como una ganancia de credibilidad en la conducción de la política monetaria derivada del relativo éxito en el cumplimiento de las metas de inflación y, por lo tanto, en el anclaje de las expectativas de inflación⁵.

Restrepo (2002) también analiza la presencia de un cambio estructural en el grado de compromiso del BCCh con su objetivo inflacionario. El autor encuentra que la respuesta del BCCh a la brecha de inflación es más enérgica en el periodo 1990-1997 respecto al periodo 1986-1990, cuando el BCCh

³ Para dar una idea, la tasa de inflación pasó de 139,2% en 1991 a 6,5% en 1997.

⁴ Para una revisión detallada - especificación de las reglas de política y principales resultados – véase cuadros 1, 2 y 3 en el apéndice.

⁵ Schmidt-Hebbel y Werner (2002) sostienen, por ejemplo, que bajo el esquema de metas de inflación, las metas inflacionarias modificarían la formación de las expectativas de inflación de los agentes económicos solo si la política monetaria implementada es creíble. Véase Corbo et al. (2002) para una revisión detallada del impacto del esquema de metas de inflación sobre el desempeño macroeconómico y la conducción de la política monetaria, en particular, sobre la capacidad del banco central para anclar las expectativas inflacionarias. Para el caso chileno, los autores muestran que los objetivos de inflación habrían funcionado como un importante coordinador de las expectativas inflacionarias sobre la base de un enfoque *forward looking* seguido por el BCCh.



carecía de independencia⁶. Nótese que este resultado no se contradice con lo encontrado por Corbo et al. (2002). Mientras el análisis de Corbo et al. (2002) se centra en el periodo de implementación del esquema de metas de inflación, cuando el BCCh gozaba de plena independencia y donde se puede verificar la ganancia gradual en credibilidad, el análisis de Restrepo (2002) compara periodos diferentes en materia de respaldo institucional al manejo independiente de la política monetaria. Así, el anclaje de expectativas de inflación es difícil de concebir en las primeras etapas de implementación del esquema de metas de inflación, sobre todo cuando la tasa de inflación es aún alta.

Es común incluir el déficit en cuenta corriente en la estimación de la función de reacción del BCCh en virtud del doble mandato legal que la autoridad monetaria sigue⁷. Por ejemplo, Corbo (2002) obtiene resultados más satisfactorios cuando incluye tanto el objetivo de inflación como la cuenta corriente, que cuando estima una regla monetaria básica dependiente sólo del objetivo inflacionario. Por su parte, Schmidt-Hebbel y Werner (2002) encuentran que el déficit en cuenta corriente sólo es significativo, junto con la brecha de inflación, cuando estiman la regla monetaria para el periodo 1991-2001. Sin embargo, para el periodo 1997-2001, dicha variable pierde significancia mientras que el objetivo inflacionario sigue siendo relevante en la determinación de la tasa de interés de política. En contraste, Mies et al. (2002) encuentran que el parámetro asociado a la cuenta corriente de una regla monetaria especificada a la Clarida et al. (2000) y estimada mediante el Filtro de Kalman, ha aumentado durante el periodo 1991-2001. Una tendencia similar es mostrada por los parámetros de la brecha del producto y del tipo de cambio.

La estrategia empírica desarrollada en este trabajo guarda estrecha relación con la metodología utilizada en Mies et al. (2002). Como se indicó anteriormente, los cambios en los procedimientos operativos de los bancos centrales de los países bajo estudio ocurridos durante la última década hacen difícil pensar que los parámetros de reacción del banco central hayan permanecido inalterados, sobre todo en el contexto de agentes económicos racionales y en concordancia con la crítica de Lucas. El Filtro de Kalman ofrece el marco adecuado para analizar el comportamiento cambiante en el tiempo de los parámetros de la ecuación de interés.

Sin embargo, como se detalla en la siguiente sección, el presente documento aborda aspectos metodológicos que están ausentes en Mies et al. (2002). En particular, la regla monetaria estimada por

⁶ En octubre de 1989 el BCCh obtiene la independencia en el manejo de su política monetaria. A pesar del doble objetivo que persigue el BCCh por mandato legal, la práctica ha mostrado, como sugiere Corbo (1998), que la existencia de un sistema financiero robusto y cuentas externas saludables permitieron al BCCh concentrarse en el objetivo inflacionario y, por lo tanto, en la reducción de la inflación.

⁷ El artículo 3 de su Ley Orgánica establece que el Banco tiene por objeto velar por la estabilidad de la moneda y el normal funcionamiento de los pagos internos y externos.

los autores es una forma reducida de la especificación de Clarida et al. (2000) en el sentido que la estimación no identifica *directamente* los parámetros estructurales de la función de reacción. Además, los autores no presentan intervalos de confianza que den cuenta de la incertidumbre asociada a la estimación recursiva de los parámetros.

3. Aspectos Metodológicos

Esta sección revisa brevemente la metodología utilizada en la estimación de las reglas monetarias para los casos chileno y peruano⁸. Clarida et al. (2000) plantean una especificación básica para reglas de política monetaria del tipo *forward looking*⁹:

$$r_t^* = \beta_{0,t}^* + \beta_{1,t}(E_t(\pi_{t,k}) - \pi_{t,k}^*) + \beta_{2,t}(E_t(g_{t,l})) \quad (1)$$

donde, como es usual, E_t denota la esperanza matemática condicionada al conjunto de información en el periodo t , r_t^* denota el instrumento de política monetaria fijado en t (en este caso la tasa de interés), $\pi_{t,k}$ es la tasa de inflación adelantada k periodos y $g_{t,l}$ es la brecha entre el producto observado y su nivel potencial, adelantada l periodos¹⁰. Con la siguiente ecuación que captura el gradualismo con el que se lleva a cabo la determinación del instrumento de política:

$$r_t = (1 - \theta_t)r_t^* + \theta_t r_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

es directo llegar por simple reemplazo a la regla de política monetaria que ha sido ampliamente utilizada en la literatura. Así, el modelo a estimar se expresa del siguiente modo:

$$r_t = (1 - \theta_t)(\beta_{0,t} + \beta_{1,t}\pi_{t,k} + \beta_{2,t}g_{t,l}) + \theta_t r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\theta_t = \frac{1}{1 + \exp(-\beta_{3,t})} \quad (4)$$

$$\beta_{i,t} = \beta_{i,t-1} + v_{i,t}, \quad v_{i,t} \sim i.i.d.\mathcal{N}(0, \sigma_{v,i}^2), \quad i = 0, 1, 2, 3 \quad (5)$$

⁸ Esta sección se basa en Kim (2006).

⁹ Clarida et al. (1998) derivan de manera óptima reglas como la que aquí se presenta en el contexto de un banco central que minimiza una función de pérdida cuadrática en presencia de rigidices nominales.

¹⁰ Se simplifica la exposición de esta sección asumiendo que el banco central sólo responde a los objetivos de inflación y de la brecha del producto.



donde, $\beta_{0,t} = \beta_{0,t}^* - \beta_{1,t}\pi_t^*$ siendo $\beta_{0,t}^*$ la tasa natural de interés, que es la tasa que regiría si la inflación y el producto estuviesen en sus niveles objetivo, $\varepsilon = (1 - \theta_t)[\beta_{1,t}(\pi_{t,k} - E_t(\pi_{t,k})) + \beta_{2,t}(g_{t,l} - E_t(g_{t,l}))] + \mu$, y el parámetro de suavizamiento θ_t es restringido a adoptar valores entre cero y uno. Nótese que este modelo permite que los parámetros sigan un proceso de paseo aleatorio y que por lo tanto exhiban quiebres continuos en el tiempo (véase ecuación (5))¹¹. Además, el error ε está correlacionado con las variables explicativas de la función de reacción por lo que será necesario adoptar una estrategia que lidie con el problema de endogeneidad.

Kim y Nelson (2006) proponen una metodología en el espíritu de Heckman (1976) que trata el problema de la endogeneidad en los modelos que admiten variabilidad del parámetro en el tiempo¹², como el propuesto en este documento. El procedimiento de Kim (2006) consiste de dos etapas. En la primera, se estima una regresión de la variable que induce endogeneidad sobre un conjunto propuesto de variables instrumentales. Para cada variable endógena se estima una regresión separada y se calculan los errores estimados correspondientes. Si se cree que la relación entre las variables endógenas y los instrumentos es también inestable (es decir, los parámetros de la ecuación siguen un proceso como el indicado en la ecuación (5)), las ecuaciones son estimadas por el Filtro de Kalman y Máxima Verosimilitud, y se calculan los errores de pronóstico de la variable dependiente¹³. Así, se podrían estimar las siguientes ecuaciones:

$$\pi_{t,k} = z_t' \delta_{1,t} + \epsilon_{1,t}, \quad \epsilon_{1,t} \sim i.i.d. \mathcal{N}(0, \sigma_{\epsilon_{1,t}}^2) \quad (6)$$

$$g_{t,l} = z_t' \delta_{2,t} + \epsilon_{2,t}, \quad \epsilon_{2,t} \sim i.i.d. \mathcal{N}(0, \sigma_{\epsilon_{2,t}}^2) \quad (7)$$

con

$$\delta_{i,t} = \delta_{i,t-1} + \eta_{i,t}, \quad \eta_{i,t} \sim i.i.d. \mathcal{N}(0, \Sigma_{\eta,i}), \quad i = 1, 2 \quad (8)$$

En la segunda etapa se usa el Filtro de Kalman y se estima por Máxima Verosimilitud la siguiente ecuación, junto con las ecuaciones (4) y (5):

$$r_t = (1 - \theta_t)(\beta_{0,t} + \beta_{1,t}\pi_{t,k} + \beta_{2,t}g_{t,l}) + \theta_t r_{t-1} + \rho_1 \sigma_{\varepsilon,t} \varepsilon_{1,t}^* + \rho_2 \sigma_{\varepsilon,t} \varepsilon_{2,t}^* + \omega_t, \\ \omega_t \sim i.i.d. \mathcal{N}(0, (1 - \rho_1^2 - \rho_2^2) \sigma_{\varepsilon,t}^2) \quad (9)$$

¹¹ Es plausible concebir que los parámetros sigan un proceso de paseo aleatorio, vale decir, estén afectos a cambios permanentes, ya que por lo general los cambios de régimen de política monetaria son de una sola vez y son concebidos como permanentes.

¹² Del inglés, Time-Varying Parameter Model (TVP Model).

¹³ Para una exposición introductoria de cómo opera el Filtro de Kalman, véase Harvey (1989), Capítulo 3.

donde, ρ_1 y ρ_2 son las correlaciones entre $\epsilon_{1,t}$ y ϵ_t y entre $\epsilon_{2,t}$ y ϵ_t , respectivamente. Los errores de predicción (estandarizados) ϵ_1^* y ϵ_2^* en la ecuación anterior actúan como términos de corrección del sesgo en el espíritu del procedimiento de dos etapas de Heckman (1976). Debido a la restricción que el parámetro de suavizamiento θ_t esté acotado entre cero y uno (véase ecuación (4)), el problema se torna bastante no-lineal, por lo que se realiza una aproximación de Taylor de primer orden a la ecuación (3) (Harvey (1989))¹⁴.

4. Resultados

No obstante la intuición que se tiene *a priori* del comportamiento inestable de los parámetros de la función de reacción, puede ser útil llevar a cabo pruebas estadísticas de estabilidad que sopesen la hipótesis nula de estabilidad contra la hipótesis alternativa según la cual los parámetros siguen un proceso de paseo aleatorio¹⁵. Sin embargo, la flexibilidad del Filtro de Kalman permite de manera automática verificar la hipótesis de estabilidad, por lo que aquí se puede prescindir de estas pruebas¹⁶.

La información utilizada para la estimación de las reglas de política provienen de los bancos centrales de los países bajo estudio. Las series utilizadas son de frecuencia mensual y cubren el periodo de enero de 1996 a agosto de 2006 para ambos casos aunque el periodo efectivo de estimación está comprendido entre enero de 1997 y octubre de 2005 por razones que más adelante quedarán claras¹⁷. La regla monetaria básica estimada para los casos chileno y peruano asume que la autoridad monetaria responde a la brecha entre la inflación observada y la meta de inflación¹⁸, ambas adelantadas un año, y a la brecha rezagada tres periodos del producto y del tipo de cambio respecto a sus valores de tendencia¹⁹. La especificación en lo que concierne a estas dos últimas variables considera el hecho que mientras el banco central puede tener pronósticos confiables de la inflación - notar que bajo el esquema de metas de inflación, los pronósticos de inflación funcionan como meta intermedia de la política monetaria, véase Svensson (1997) - es más difícil pronosticar el tipo de cambio y la brecha del producto. Más aún, la respuesta tampoco se modela como contemporánea a estas variables ya que

¹⁴ Para mayores detalles, véase Kim y Nelson (2006).

¹⁵ La literatura es relativamente escasa respecto a este tipo de pruebas, en las cuales el parámetro de interés exhibe quiebres continuos en el tiempo bajo la hipótesis alternativa. Claras excepciones son Breusch y Pagan (1979) y Hansen (1992). La literatura se ha desarrollado mucho más en el campo de los quiebres discretos.

¹⁶ La pruebas de estabilidad mencionadas en el pie de página anterior han sido propuestas para modelos lineales. La adaptación de estas pruebas al caso de modelos no-lineales no es sencilla, y su discusión no es tratada en el presente documento.

¹⁷ Nótese por lo tanto que los resultados de este trabajo no incorporan los efectos de la reciente escalada de los precios internacionales de los granos, y por lo tanto, de los alimentos.

¹⁸ El BCCh anuncia metas de inflación desde 1991, mientras que el BCRP lo hace desde 1994.

¹⁹ El componente tendencial estocástico de las series es extraído con el Filtro de Hodrick y Prescott (1997). Es sabido que este Filtro tiene problemas en la generación de este componente al inicio y término de la muestra. Existen, sin embargo, procedimientos alternativos como los propuestos por Cristiano y Fitzgerald (1998) y Baxter y King (1999) que son más apropiados al respecto.



también se toma en cuenta la disponibilidad de esta información al momento de fijar la tasa de interés. El instrumento de política es la tasa de interés de política monetaria nominalizada - usando las metas de inflación vigentes - para el caso de Chile, y la tasa de interés interbancaria, como medida *proxy* de la tasa de política monetaria²⁰, para el caso de Perú²¹.

De este modo, la ecuación a estimar se expresa como sigue²²:

$$r_t = (1 - \theta_t)(\beta_{0,t} + \beta_{1,t}\pi_{t,12} + \beta_{2,t}g_{t,t-3} + \beta_{3,t}e_{t,t-3}) + \theta_t r_{t-1} + \omega_t \quad (10)$$

donde e_t denota la brecha entre el nivel de tipo de cambio nominal y su nivel tendencial. A pesar de la expresión anterior, debe tenerse en cuenta que se sigue el procedimiento de dos etapas de Kim (2006). En la primera etapa, se utiliza los tres primeros rezagos de la tasa de inflación y de la tasa de variación anual del precio del petróleo como variables instrumentales²³. En la segunda etapa, el error de estimación obtenido anteriormente se introduce en (10) y se estima el modelo por Máxima Verosimilitud vía el Filtro de Kalman (recuérdese el modelo expresado en términos de las ecuaciones (3), (4) y (5)). Adicionalmente, en la segunda etapa se modela la varianza condicional del error como un proceso GARCH (1,1) para permitir que la varianza (condicional) se modifique también a través del tiempo²⁴.

Los parámetros estimados por el Filtro de Kalman se muestran en las figuras 1 y 2, para el caso de Chile, y en las figuras 4 y 5, para el caso de Perú²⁵. La estructura dinámica de la función de reacción permite distinguir entre los objetivos de corto y largo plazos. Los primeros son de interés temporal o secundario (por ejemplo, subordinados al objetivo de inflación) para la autoridad monetaria y se determinan en función de eventos de una sola vez que obligan la intervención. Los segundos son congruentes con el compromiso institucional y son establecidos de acuerdo con la estrategia de política monetaria vigente. En el caso de Chile, se verifica que el único compromiso de largo plazo del BCCh es el objetivo inflacionario (véase figura 2). Los parámetros de largo plazo asociados a la brecha del producto y a la brecha del tipo de cambio no son significativos en todo el periodo. Sin

²⁰ El BCRP anuncia una tasa de interés de referencia desde el 2001, dentro de una banda formada por la tasa de interés de *redescuento* (límite superior) y la tasa *overnight* (límite inferior) que paga el BCRP por los depósitos de los bancos privados.

²¹ En este documento se considera sólo reglas monetarias básicas para facilitar la comparación entre países

²² Alternativamente, se podría proponer una estrategia de estimación conjunta que incluya adicionalmente las ecuaciones de demanda y oferta agregadas en un contexto de equilibrio general que permita identificar apropiadamente todos los parámetros estructurales de la economía. Véase al respecto, Favero (2001) y Favero y Rovelli (2003), y Rodríguez (2008) para una aplicación al caso peruano.

²³ En la primera etapa se lleva a cabo la estimación por MCO y se calculan los errores de estimación. La relación entre la tasa de inflación y los instrumentos no es modelada con el Filtro de Kalman debido a que no hay información *a priori* que sugiera una relación inestable entre dichas variables.

²⁴ Más adelante, en la discusión de resultados se notará que puede ser poco plausible asumir varianza homocedástica en el periodo de estudio.

²⁵ Se presentan las intervalos de confianza en líneas sólidas alrededor del parámetro (recursivo) estimado, en líneas discontinuas.



embargo, el BCCh habría respondido al tipo de cambio entre enero de 1997 y julio de 1998. Nótese que en este periodo estaba aún vigente el régimen de bandas cambiarias por lo que este resultado tiene una correspondencia en los hechos. Por otro lado, el modelo recoge el gradualismo que ha caracterizado al BCCh en el ajuste de su tasa de interés de política. El suavizamiento de la tasa de interés refleja los deseos de la autoridad monetaria de minimizar la variabilidad del producto y de la inflación. En el cuarto panel de la figura 2 se muestra la tasa natural de interés (en líneas punteadas) que se observaría si las variables se encontrasen en sus valores objetivo. Así, por ejemplo, la figura muestra que en ausencia de la turbulencia financiera causada por las crisis financieras internacionales no hubiese sido necesario que el BCCh interviniese aumentando la tasa de interés de política. Asimismo, hacia fines de 2005, el incremento gradual de la tasa de política habría sido consistente con la búsqueda de su nivel natural (cercano a 6% según estas estimaciones).

La descomposición de la varianza condicional del error de estimación de la regla de política se muestra en la figura 3. Como era de esperar, la varianza condicional captura bastante bien la volatilidad de la tasa de interés en el contexto de las crisis financieras de finales de la década pasada. Sin embargo, lo interesante de la figura es que la variabilidad de los parámetros da cuenta de una fracción importante de la volatilidad del error de estimación (véase línea punteada (intermedia)), lo que pone de manifiesto la importancia de considerar esta fuente de volatilidad cuando hay indicios de inestabilidad en los parámetros. La línea discontinua corresponde a la contribución de la especificación GARCH(1,1).

Para el caso de Perú, se encuentra que el BCRP no tendría un objetivo cambiario implícito, en contraste con lo que encuentran Castro y Morón (2002). Por su parte, de manera similar a lo encontrado para el caso chileno, se verifica que el principal objetivo es el inflacionario. Nótese además que el grado de suavizamiento de la tasa de interés es prácticamente estable en todo el periodo y menor en magnitud que el encontrado para el caso chileno. Este resultado quizás se deba al uso de la tasa de interés interbancaria, más volátil que la tasa de interés de referencia. Por otro lado, la tasa natural de interés exhibe un comportamiento en relación con la tasa de interés de política similar al encontrado para el caso chileno. Así, la tasa de interés en ausencia de crisis financieras hubiese permanecido en niveles bastante inferiores (8 %) a los que se observaron durante ese periodo (36 %). En la misma línea, hacia fines de 2005 el Banco Central también habría estado en el proceso de reajuste gradual de la tasa de interés consistente con su nivel natural (también cercano al 6 %).

La figura 6 presenta los resultados del ejercicio de la descomposición de la varianza condicional. De igual manera, la inestabilidad en los parámetros (véase la línea intermedia punteada) de la función de



reacción es tan importante como la fuente intrínseca de volatilidad del error estimado de la regresión debido a la especificación GARCH(1,1) (línea discontinua).

El principal resultado de este documento, sin embargo, es que la respuesta del banco central a los desvíos inflacionarios, en ambos casos de estudio, ha disminuido en el tiempo (véase el primer panel de las figuras 2 y 5). La tendencia decreciente del parámetro se interpreta como el reflejo del aumento en la credibilidad de la autoridad monetaria y en su capacidad para anclar las expectativas de inflación en un contexto de cumplimiento exitoso de las metas de inflación, tal como arguyen Corbo et al. (2002) para el caso chileno²⁶. De hecho, a partir de la mitad (aproximadamente) de la muestra, la respuesta de los bancos centrales a la brecha inflacionaria se torna no significativa estadísticamente (nótese que el intervalo incluye el cero). Para entender este resultado también es útil situarse en contexto. La menor relevancia sistemática del objetivo inflacionario en la función de reacción de los bancos centrales no debe entenderse como un desvío por parte de ellos de sus compromisos de política (estabilidad de precios). De esta manera, este último resultado es consistente con lo expuesto anteriormente sobre la gradualidad de la política monetaria. En los últimos años, la principal presión inflacionaria persistente ha tenido como fuente los altos precios del petróleo sin que ello requiera posiciones de política monetaria altamente contractivas²⁷. En ese sentido, a los bancos centrales les ha sido relativamente fácil contener la inflación sin tener que adoptar movimientos bruscos en la tasa de interés de política²⁸. De forma complementaria, no reconocer la contribución de la conducción de una política monetaria creíble y transparente sería ingenuo.

5. Conclusiones

El manejo de política monetaria en Chile y Perú se ha vuelto cada vez más homogéneo, siendo al parecer el esquema de metas de inflación el gran catalizador del logro de tal convergencia. La literatura ha documentado extensamente la experiencia latinoamericana en la adopción de este régimen. El proceso de implementación del esquema de metas de inflación ha distado de ser homogéneo entre los países no sólo en respuesta a las diferencias en la naturaleza del proceso de convergencia hacia la adopción formal y completa del régimen, sino también debido al escenario macroeconómico que albergó dicho proceso. Chile y Perú, claramente, no escapan a tal caracterización. Sin embargo, en línea con los resultados de este documento, ambos bancos centrales

²⁶ Esta interpretación al parecer difiere de la ensayada por Clarida et al. (1998) y Clarida et al. (2000) cuando obtienen un valor estimado mayor a la unidad para el parámetro asociado a los desvíos de la inflación en la era Volcker. Así, la Reserva Federal habría respondido de manera más enérgica durante este periodo. Sin embargo, el valor encontrado en este trabajo tiene sentido ya que existía un compromiso declarado con el control de la inflación en ambos casos de estudio.

²⁷ De hecho, algunos autores sostienen que el fenómeno de la desinflación, que es característico a muchos países de la región, tiene raíces comunes.

²⁸ Véase pie de página 16.



habrían logrado, a través de una política de anuncio de metas de inflación exitoso, anclar las expectativas de inflación de los agentes. La disminución sistemática de la ponderación del objetivo inflacionario en ambos países es interpretada como el resultado de una conducción de política monetaria exitosa (creíble y transparente), que le ha permitido a los bancos centrales incidir sobre la economía para cumplir con el objetivo inflacionario a través de ajustes menores y graduales en la tasa de interés.

Referencias

Armas, A., F. Grippa, Z. Quispe, y L. Valdivia (2001), “De Metas Monetarias a Metas de Inflación en una Economía con Dolarización Parcial: el Caso Peruano”, *Estudios Económicos No. 7, Banco Central Reserva del Perú*.

Baxter, M. y R. G. King (1999), “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filter to Economic Time Series”, *The Review of Economics and Statistics*, 81, 575-593.

Breusch, T. y A. Pagan (1979), “A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation”, *Econometrica*, 47, 1287-1294.

Calvo, G. (2006), “Monetary Policy Challenges in Emerging Markets: Sudden Stop, Liability Dollarization, and Lender of Last Resort”, Presentado en la Décima Conferencia Anual del Banco Central de Chile. “Cuenta Corriente y Financiamiento Externo”, 9 y 10 Noviembre de 2006. Santiago, Chile.

Castro, J. F. y E. Morón (2002), “Uncovering Central Bank Monetary Policy Objectives: Going Beyond Fear of Floating”, *Macroeconomics 0205002, EconWPA*.

Clarida, R., J. Gali, y M. Gertler (1998), “Monetary policy rules in practice Some international evidence”, *European Economic Review*, 42, 1033-1067.

Clarida, R., J. Gali, y M. Gertler (2000), “Monetary Policy Rules And Macroeconomic Stability: Evidence And Some Theory”, *The Quarterly Journal of Economics*, 115, 147-180.

Corbo, V. (1998), “Reaching One-Digit Inflation: The Chilean Experience”, *Journal of Applied Economics*, 0, 123-163.

----- (2002), “Monetary Policy in Latin America in the 1990's”, in *N. Loayza and K. Schmidt-Hebbel (eds.) Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, Central Bank of Chile.

Corbo, V., O. Landerretche, y K. Schmidt-Hebbel (2002), “Does Inflation Targeting Make a Difference?” in *N. Loayza and R. Soto (eds.) Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, Central Bank of Chile.

Cristiano, L. J. y T. J. Fitzgerald (1998), “The business cycle: it's still a puzzle”, *Economics Perspectives*, 56-83.

Favero, C. (2001), *Applied Macroeconometrics*, New York, Oxford University Press.



- Favero, C. A. y R. Rovelli** (2003), "Macroeconomic Stability and the Preferences of the Fed: A Formal Analysis, 1961-98", *Journal of Money, Credit and Banking*, 35, 545-56.
- Hansen, B. E.** (1992), "Testing for parameter instability in linear models", *Journal of Policy Modeling*, 14, 517-533.
- Harvey, A.** (1989), "*Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*", Cambridge: Cambridge University Press.
- Heckman, J.** (1976), "The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator for such models", *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 475-492.
- Hodrick, R. J. y E. C. Prescott** (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1-16.
- Kim, C.-J.** (2006), "Time-varying parameter models with endogenous regressors", *Economics Letters*, 91, 21-26.
- Kim, C.-J. y C. R. Nelson** (1999), *State Space Models with Regime Switching. Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Application*, Massachusetts: The MIT Press.
- (2006), "Estimation of a forward-looking monetary policy rule: A time-varying parameter model using ex post data", *Journal of Monetary Economics*, 53, 1949-1966.
- Leiderman, L., R. Maino, y E. Parrado** (2006): "Metas de inflación en economías dolarizadas" in *A. Armas, A. Ize y E. Levy Yeyati (eds.) Dolarización Financiera: La Agenda de Política*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Mies, V., F. Morandé, y M. Tapia** (2002), "Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: Nuevos Elementos para una Vieja Discusión", Working Papers Central Bank of Chile 181, Central Bank of Chile.
- Mishkin, F. y M. Savastano** (2002), "Monetary Policy Strategies for Latin America", *NBER Working Paper 7617*.
- Morón, E. y D. Winkelried** (2005), "Monetary policy rules for financially vulnerable economies", *Journal of Development Economics*, 76, 23-51.
- Restrepo, J.** (2002), "Reglas monetarias en Colombia y Chile", Archivos de Economía 181, Departamento Nacional de Planeación. Unidad de Análisis Macroeconómico.
- Rodríguez, G.** (2008), "Efficiency of the Monetary Policy and Stability of Central Bank Preferences. Empirical Evidence for Peru", *accepted for publication in Empirical Economics Letters*.
- Schmidt-Hebbel, K. y A. Werner** (2002): "Inflation Targeting in Brazil, Chile, and Mexico: Performance, Credibility, and the Exchange Rate", *Working Paper 171, Central Bank of Chile*.
- Svensson, L. E. O.** (1997), "Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets", *European Economic Review*, 41, 1111-1146.
- Taylor** (1993), "Discretion versus policy rules in practice" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.

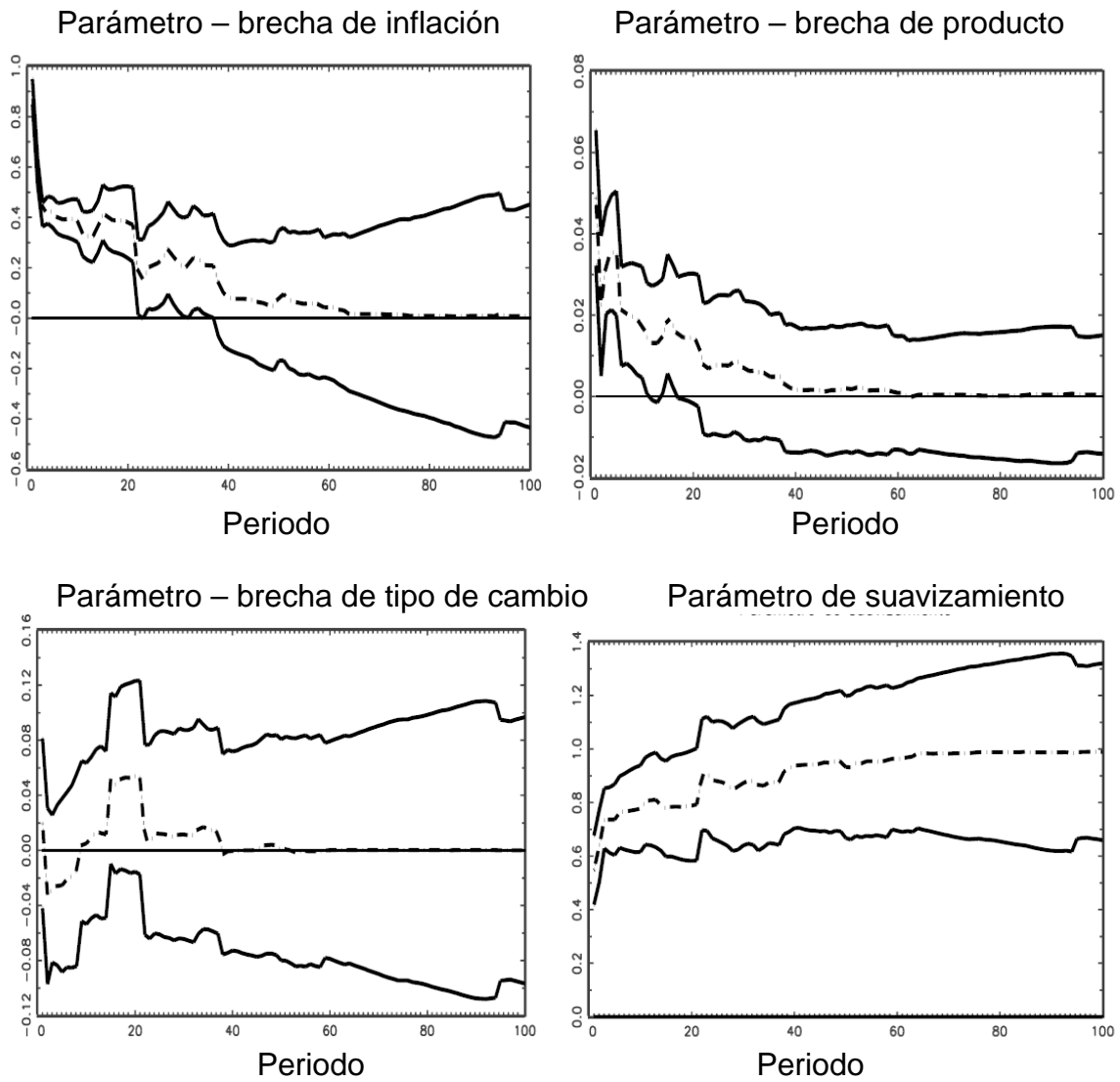


Figura 1. Chile: Parámetros de corto plazo y parámetro de suavizamiento.

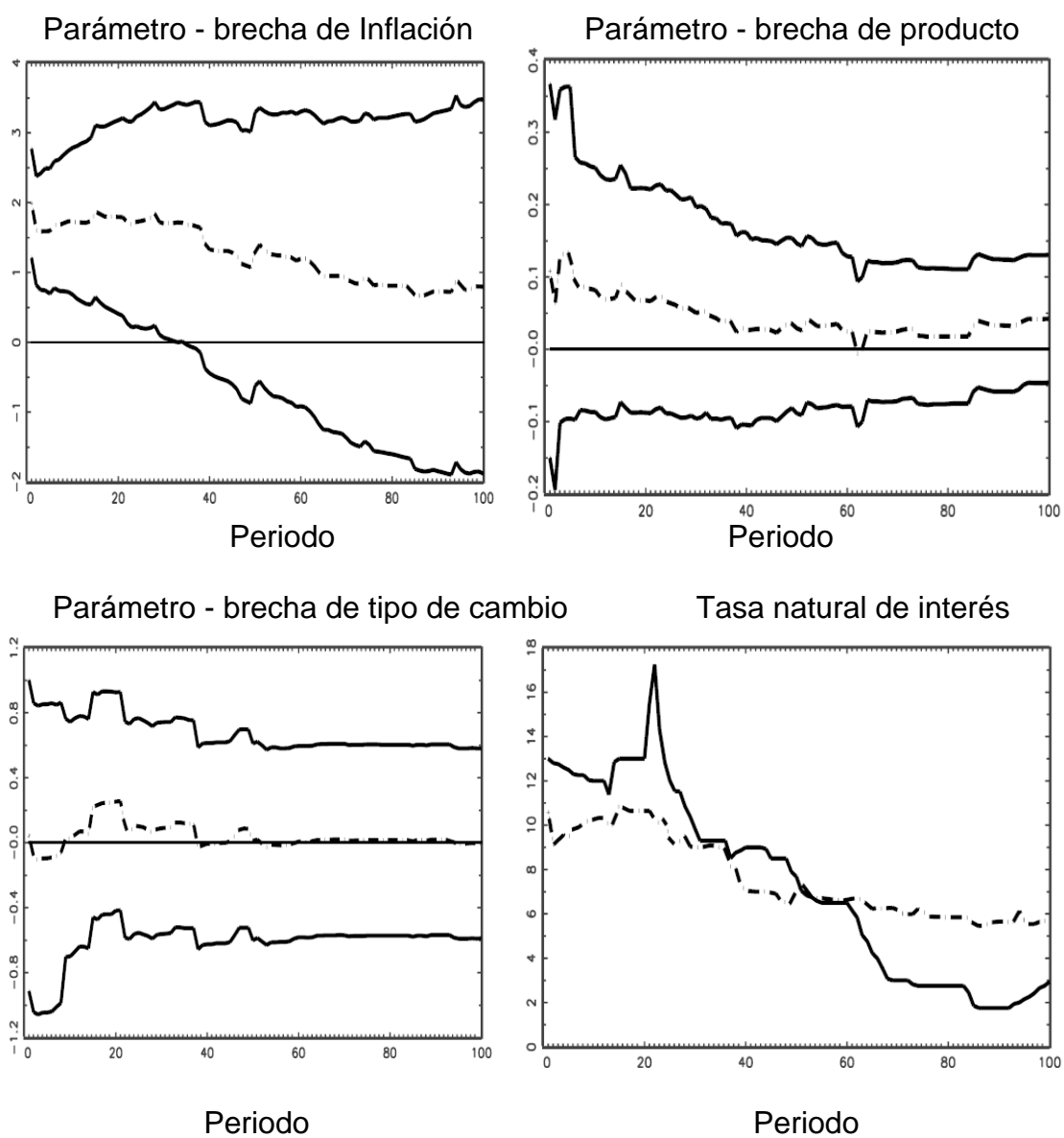


Figura 2. Chile: Parámetros de largo plazo y tasa natural de interés.

GARCH vs. Incertidumbre de Parámetros

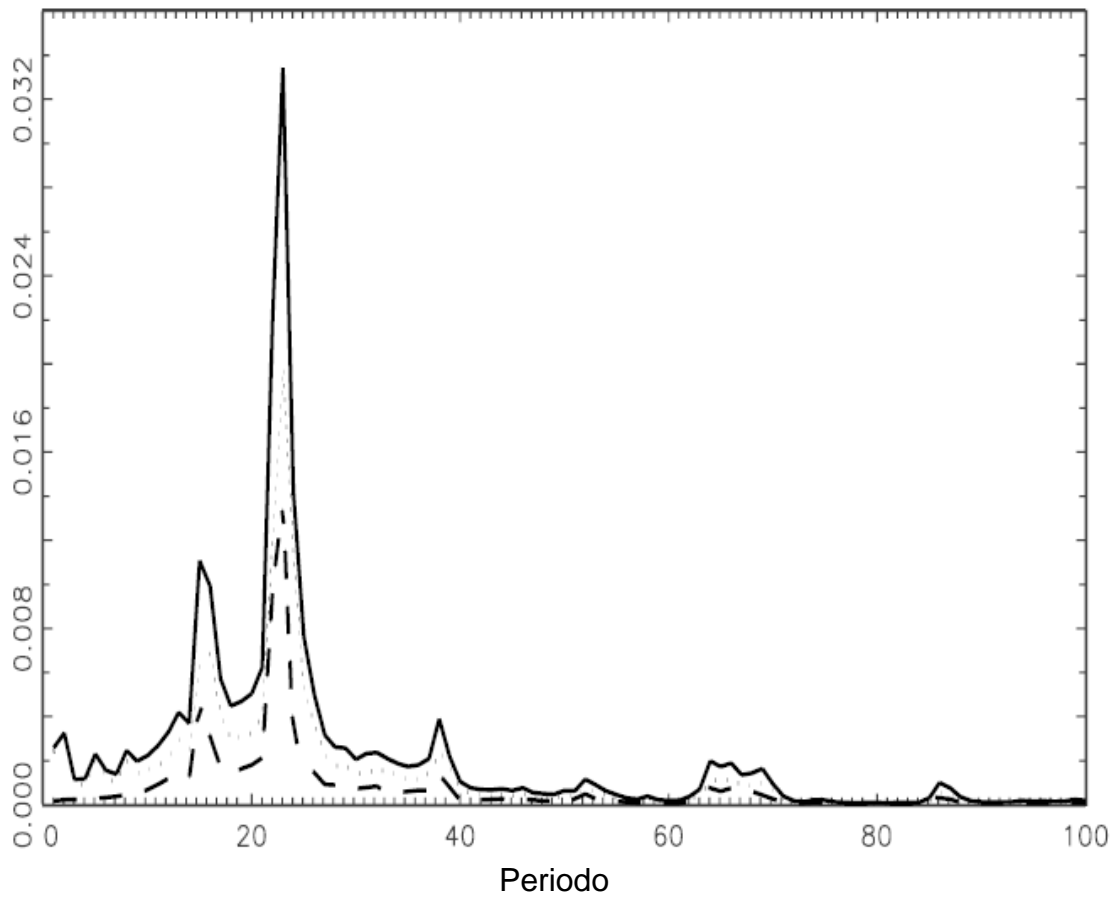


Figura 3. Chile: Desagregación de la varianza condicional.

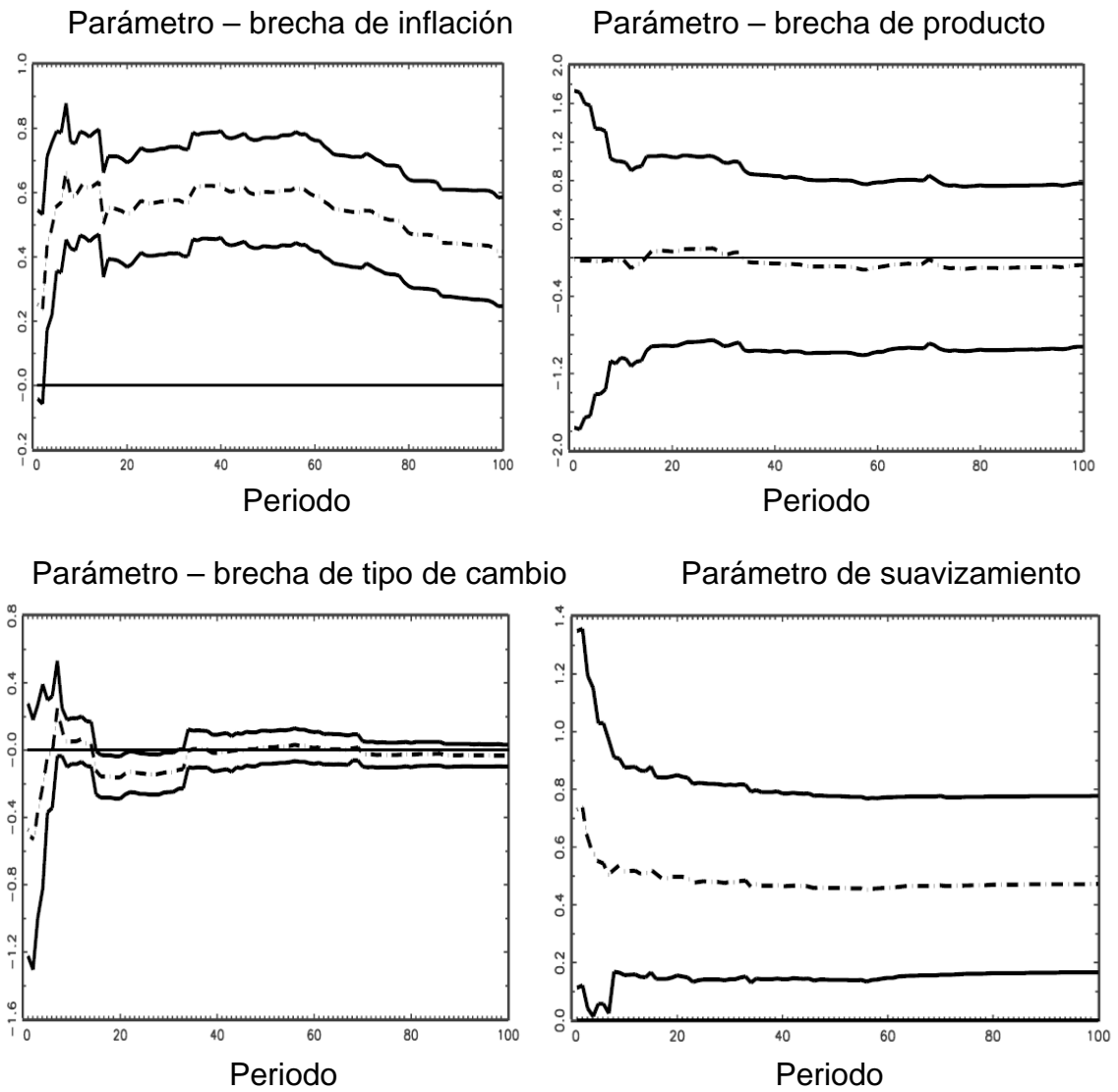


Figura 4. Perú: Parámetros de corto plazo y parámetro de suavizamiento.

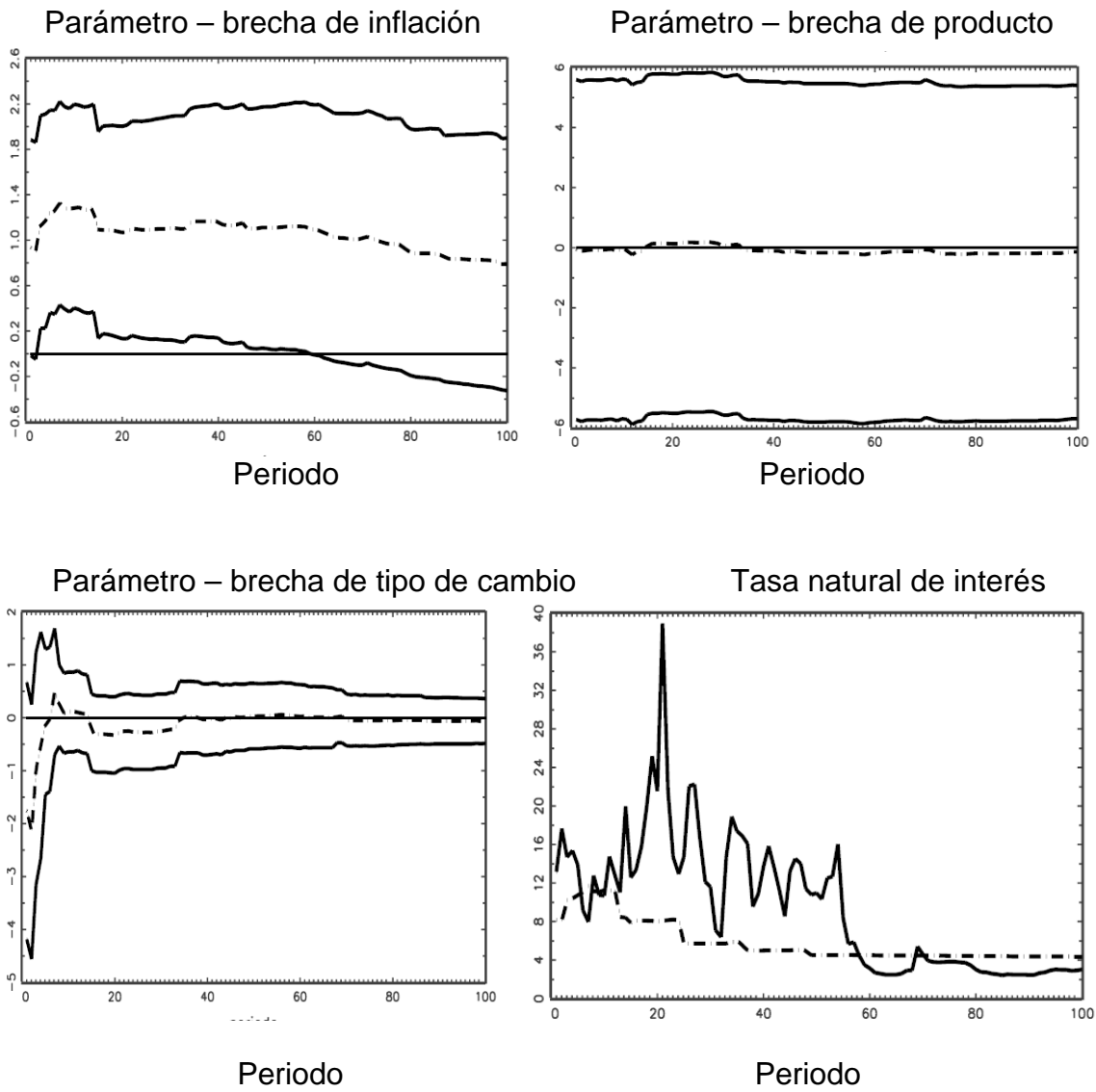


Figura 5. Perú: Parámetros de largo plazo y tasa natural de interés.

GARCH vs. Incertidumbre de los Parámetros

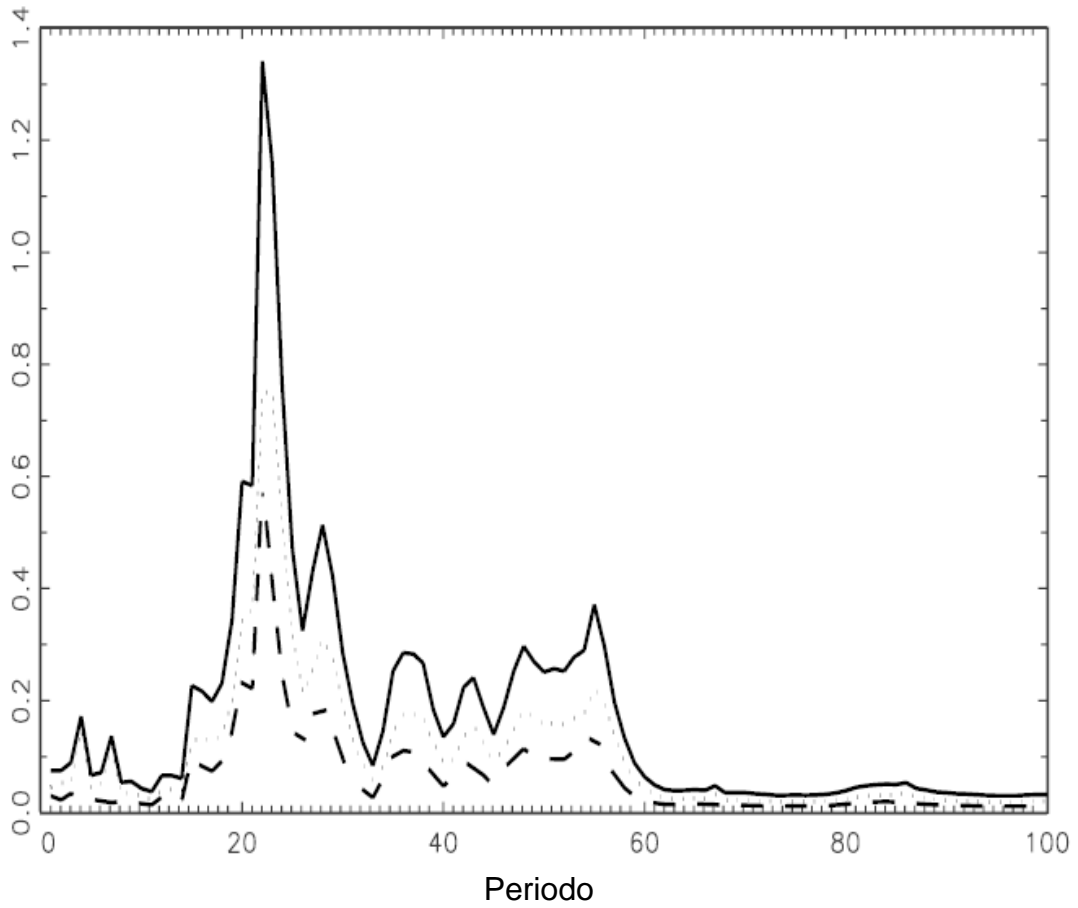


Figura 6. Perú: Desagregación de la varianza condicional.

Cuadro 1. Revisión de Literatura (1): Estimación de reglas de política monetaria.

Autor	Metodología	Periodo	Especificación	Resultados
Castro y Morón (2002) Perú	Método Generalizado de Momentos	1992-1999 (datos mensuales)	Basada en Clarida et al. (1998): $\Delta m_t = (1 - \theta)(\beta_0 + \beta_1 \pi_{t+12}^c + \beta_2 \pi_{t-1}^c + \beta_3(x_t - x_t^*) + \beta_4(\Delta e_t - \Delta e_t^*) + \theta(\Delta m_{t-1}) + \varepsilon_t$	La base monetaria responde signi- a todas las variables de la especificación (se verifica la existencia de un objetivo cambiario). La función de reacción del BCRP tiene componentes <i>backward</i> y <i>forward-looking</i> . Política monetaria poco gradualista.
Morón y Winkelried (2005) Perú	Calibración		Basada en Svensson (1997)	Es óptimo para economías financieramente vulnerables (por ejemplo, Perú) que el banco central responda a variaciones en el tipo de cambio real.
Restrepo (2002) Chile	Método Generalizado de Momentos	1986-1997:1 (datos da et al. (1998): trimestrales)	Basada en Clarida et al. (1998): $r_t(1 - \theta_1)(\beta_0 + \beta_1(\pi_{t+12} - \pi_{t+12}^*) + \beta_2 x_t + \theta_1 r_{t-1} + \varepsilon_t$. Utilizan como instrumento la tasa de interés nominal que los bancos pagan por los depósitos a plazo fijo de 30 a 90 días.	El BCCh responde a la brecha inflacionaria y a la inflación rezagada un periodo. La brecha del producto es significativa pero tiene el signo incorrecto, y la primera diferencia del tipo de cambio real es significativa pero el coeficiente es demasiado bajo. Política monetaria poco gradualista. Para evaluar la presencia de cambio estructural, se estima la función de reacción para el periodo 1985:1-1997:8. La reacción del BCCh a la brecha de inflación esperada es mucho más enérgica en el subperiodo que empieza en 1990:1, fecha en la que el BCCh gana independencia en el manejo de su política monetaria.



Cuadro 2. Revisión de Literatura (2): Estimación de reglas de política monetaria.

Autor	Metodología	Periodo	Especificación	Resultados
Corbo (2002)	Método Generalizado de Momentos	1990-1999 (datos trimestrales)	Basada en Clarida et al. (1998): Chile: $r_t(1 - \theta_1 - \theta_2)(\beta_0 + \beta_1(\pi_{t+3} - \pi_{t+3}^*) + \beta_2x_t + \beta_3z_t) + \theta_1r_{t-1} + \theta_2r_{t-2} + \varepsilon_t$, Perú: $r_t(1 - \theta_1 - \theta_2)(\beta_0 + \beta_1(\pi_{t+4} - \pi_{t+4}^*) + \beta_2x_{t+2} + \beta_3z_t) + \theta_1r_{t-1} + \theta_2r_{t-2} + \varepsilon_t$	Chile: el BCCh responde a la brecha inflacionaria y al exceso del déficit en cuenta corriente sobre 4 %, mas no a la brecha de producto (sí responde a esta variable en el periodo 1985-1989). Política monetaria muy gradualista. Perú: el BCRP además de responder a la brecha inflacionaria, responde a la brecha del producto y a la brecha del tipo de cambio real.
Corbo et al. (2002) Chile	MCO y MCO Recursivo	1990-1999 (datos trimestrales)	Ad-hoc: $r_t = \beta_0 + \beta_1(\pi_t - \pi_t^*) + \beta_2x_t + \varepsilon_t$	Estimaciones por MCO muestran que sólo la brecha inflacionaria es significativa. Los coeficientes recursivos asociados a la brecha de inflación y del producto exhiben una tendencia decreciente cuando Chile e Israel son incluidos en la muestra de países industrializados con metas de inflación. Excluyendo ambos países de la muestra, los coeficientes no muestran una tendencia clara.
Schmidt-Hebbel y Werner (2002) Chile	MCO	1991-2001 (datos mensuales)	Ad-hoc: $r_t = \beta_0 + \beta_1(\pi_t^e - \pi_t^*) + \beta_2x_t + \beta_3\Delta \log(e_t) + \beta_4b_t + \beta_4ca_{t-1} + \beta_5r_{t-1} + \varepsilon_t$	Se estima una regla de Taylor simple. El BCCh no responde significativamente al tipo de cambio, pero si al déficit en cuenta corriente rezagado. Las demás variables no son significativas.

Cuadro 3. Revisión de Literatura (3): Estimación de reglas de política monetaria.

Autor	Metodología	Periodo	Especificación	Resultados
Mies et al. (2002) Chile	Filtro de Kalman y Máxima Verosimilitud	1991-2001 (datos mensuales)	Basada en Clarida et al. (2000): $r_t = \beta_0 + \beta_1(\pi_{t+12}^e - \pi_{t+12}^*) + \beta_2 x_t + \beta_3(e_{t-1} - e_{t-1}^*) + \beta_3 ca_{t-1} + \beta_4 r_{t-1} + \varepsilon_t$	Se estima una forma reducida de la especificación de Clarida et al. (2000). La brecha del producto, del tipo de cambio y el déficit en cuenta corriente han recibido cada vez mayor ponderación. No se presentan intervalos de confianza ni pruebas de estabilidad.
Leiderman et al. (2006)	Método Generalizado de Momentos	1993-2005 (datos mensuales)	Ad-hoc: $i_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_t + \beta_2 x_t + \beta_3 \Delta \xi_t + \beta_4 \Delta RIN_t + \beta_4 TIF_t + \beta_5 i_{t-1} + \varepsilon_t$	Perú: el BCRP responde solamente a la inflación y a las reservas internacionales (aumenta la tasa de interés para contrarrestar la pérdida de reservas). Chile: el BCCh solo responde a la tasa de inflación.



Causas y consecuencias de la informalidad en el Perú¹

Norman Loayza²

nloayza@worldbank.org

Resumen

Partiendo de una definición legal de informalidad, el presente trabajo estudia las causas de este fenómeno en general, concentrándose en particular en el análisis de la informalidad en el caso peruano. Primero ofrece una discusión de la definición de informalidad y de las mediciones de ésta, señalando además las razones por las cuales la informalidad generalizada debiera ser motivo de gran preocupación. Luego analiza los determinantes principales de la informalidad y plantea que ésta no tiene una causa única, sino que es producto de la combinación de servicios públicos deficientes, de un régimen normativo opresivo y de la débil capacidad de supervisión y ejecución del estado. Dicha combinación resulta especialmente explosiva cuando el país se caracteriza por tener bajos niveles educativos, fuertes presiones demográficas y estructuras productivas primarias. Finalmente, utilizando un análisis de regresión transversal entre países, se evalúa la relevancia empírica de cada uno de los determinantes de la informalidad, aplicando luego las relaciones estimadas al caso peruano para evaluar la relevancia que tendría cada uno de los mecanismos propuestos en cada país específico.

Clasificación **JEL**: K20, K30, H11, O17, O40.

Palabras clave: Normativa, desempeño gubernamental, crecimiento económico, economía informal.

¹ Documento traducido por Margarita Forsberg y Mario Soria.

² *El autor agradece especialmente a Naotaka Sugawara por su excelente apoyo como asistente de investigación. Asimismo, agradece a Marco Camacho, Claudia Canales, Mauricio Carrizosa, Juan Chacaltana, Agnes Franco, Vicente Fretes-Cibils, Javier Illescas, Miguel Jaramillo, Teresa Lamas, Julio Luque, Miguel Morales, Ana María Oviedo, Rossana Polastri, Renán Quispe, Jamele Rigolini, Jaime Saavedra, Pablo Secada, Luis Servén, Magaly Silva, José Valderrama, Moisés Ventocilla, y Gustavo Yamada por sus valiosos aportes. Los comentarios y ediciones de Gabriel Rodríguez, Editor de la Revista, son también reconocidos.*

1. Definición

El sector informal está constituido por el conjunto de empresas, trabajadores y actividades que operan fuera de los marcos legales y normativos que rigen la actividad económica. Por lo tanto, pertenecer al sector informal supone estar al margen de las cargas tributarias y normas legales, pero también implica no contar con la protección y los servicios que el estado puede ofrecer. Esta definición, introducida por De Soto (1989) en su clásico estudio sobre la informalidad, ha alcanzado gran popularidad ya que su fortaleza conceptual permite concentrar el análisis en las causas de la informalidad antes que meramente en los síntomas de ésta.³

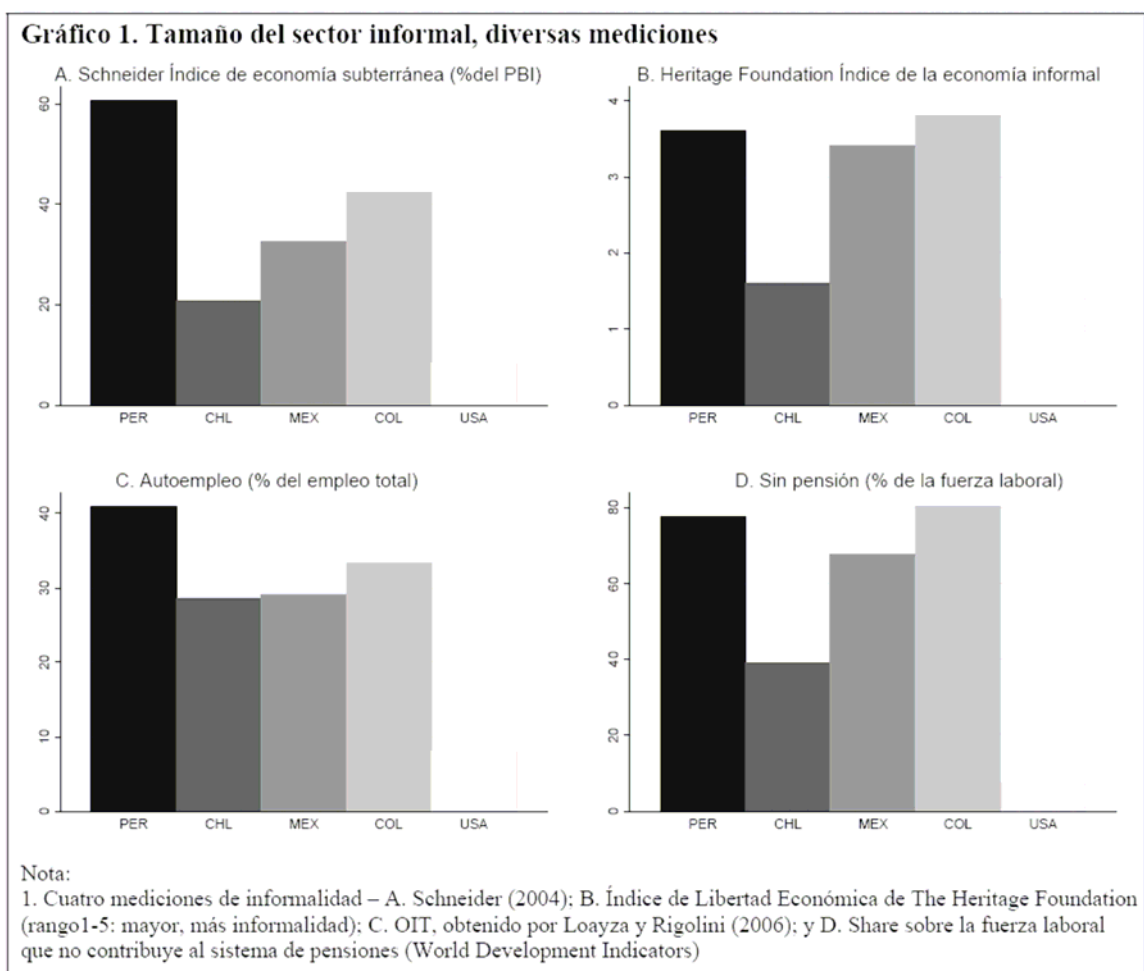
2. Cómo medir la informalidad

Aun cuando la definición de informalidad pueda ser simple y precisa, estimar su tamaño no resulta sencillo. Puesto que se identifica este fenómeno con la actividad económica que permanece ajena a los marcos legales y normativos del estado, se le describe mejor como una variable latente no observada, es decir, como una variable para la que no existe una medida exacta y completa, pero a la que es posible aproximarse a través de indicadores que reflejan sus diversos aspectos. En el presente trabajo se analizan cuatro de estos indicadores, para los cuales existe información disponible tanto en el caso peruano como en el de un número relativamente importante de países. Dos de estos indicadores se refieren a la actividad informal en general en algunos países, mientras que los otros dos se refieren al empleo informal en particular. Cada indicador tiene sus propias limitaciones conceptuales y estadísticas como variable representativa de la informalidad, pero en conjunto permiten una aproximación sólida al tema.

Los indicadores referidos a la actividad informal en general son el índice de Schneider sobre la economía subterránea y el índice de libertad económica elaborado por The Heritage Foundation. El anexo 1 ofrece información detallada sobre las definiciones y fuentes, así como muestras de estas y otras variables que se utilizan en este trabajo. El índice de Schneider combina la versión dinámica del modelo de múltiples indicadores y múltiples causas (o método DYMIMIC, por sus siglas en inglés), el método del insumo físico (electricidad) y el exceso de demanda de dinero para estimar el porcentaje de la producción no declarada ante las autoridades tributarias y reguladoras. El índice de libertad económica de The Heritage Foundation se basa en percepciones subjetivas de cuál es el nivel general de cumplimiento de la ley en cada país y destaca en particular el papel que desempeña la corrupción a

³ Véase el excelente análisis de Schneider y Enste (2000) sobre las causas y consecuencias del sector informal. A partir de la teoría de la elección pública, Gerxhani (2004) ofrece una interesante discusión de las diferencias existentes entre el sector informal en los países desarrollados y en los países en desarrollo. Asimismo, el informe del Banco Mundial *Informalidad: Escape y exclusión* de Perry et al. (2007) es el estudio más completo y exhaustivo sobre el tema de la informalidad en la región de América Latina y el Caribe.

nivel oficial. Los indicadores que se centran en el aspecto laboral de la informalidad son la prevalencia del autoempleo y la falta de cobertura del sistema de pensiones. El primero de estos indicadores está dado por el porcentaje de autoempleo en relación al empleo total, tal como es medido por la Organización Internacional del Trabajo, mientras que el último está dado por el porcentaje de la fuerza laboral que no aporta al sistema de pensiones de jubilación, tal como lo define el informe de Indicadores Mundiales de Desarrollo. En el Anexo 2 se presentan algunas estadísticas descriptivas sobre los cuatro indicadores de informalidad. Tal como se esperaba, la información muestra que existe una correlación positiva entre estos indicadores, con coeficientes de correlación que fluctúan entre 0,60 y 0,85. Los valores de la correlación son lo suficientemente altos como para estos indicadores puedan representar el mismo fenómeno, pero no excesivamente altos como para hacer que sean mutuamente redundantes.



Se puede evaluar la prevalencia de la informalidad en el Perú y compararla con la de otros países a partir de estos cuatro indicadores. El gráfico 1 ha sido elaborado en base a información sobre los cuatro indicadores de informalidad referida al Perú, a Colombia y México (países ambos con similares niveles de ingresos), a Chile (el país con la más alta tasa de crecimiento sostenido de América Latina)



y a los Estados Unidos (el país desarrollado de mayor peso en la región debido a las estrechas relaciones que mantiene tanto con el Perú como con los distintos países latinoamericanos). En general, el grado de informalidad en el Perú es alarmantemente elevado y mucho mayor al de Chile y Estados Unidos según todos los indicadores. Además, de acuerdo con el porcentaje existente de producción informal (Schneider) y de auto empleo, es también muy superior al de México y Colombia. Considerando el valor nominal de estos indicadores, en el Perú el 60% de la producción se realiza informalmente; el 40% de la fuerza laboral está autoempleada en microempresas informales; y sólo el 20% de la fuerza laboral está afiliado a algún plan de pensiones formal, incluso si se incluye a aquellos trabajadores que laboran para empresas grandes.

3. ¿Por qué la informalidad debe ser motivo de preocupación?

La informalidad es la forma distorsionada con la que una economía excesivamente reglamentada responde tanto a los choques que enfrenta como a su potencial de crecimiento. Se trata de una respuesta distorsionada porque la informalidad supone una asignación de recursos deficiente que conlleva la pérdida, por lo menos parcial, de las ventajas que ofrece la legalidad: la protección policial y judicial, el acceso al crédito formal, y la capacidad de participar en los mercados internacionales. Por tratar de eludir el control del estado, muchas empresas informales siguen siendo empresas pequeñas con un tamaño inferior al óptimo, utilizan canales irregulares para adquirir y distribuir bienes y servicios, y tienen que utilizar recursos constantemente para encubrir sus actividades o sobornar a funcionarios públicos. Por otra parte, la informalidad induce a las empresas formales a usar en forma más intensiva los recursos menos afectados por el régimen normativo. En los países en desarrollo en particular, esto significa que las empresas formales tienen un uso menos intensivo de mano de obra de la que les correspondería tener de acuerdo a la dotación de recursos del país. Además, el sector informal genera un factor externo negativo que se agrega a su efecto adverso sobre la eficiencia: las actividades informales utilizan y congestionan la infraestructura pública sin contribuir con los ingresos tributarios necesarios para abastecerla. Puesto que la infraestructura pública complementa el aporte del capital privado en el proceso de producción, la existencia de un sector informal de gran tamaño implica un menor crecimiento de la productividad.⁴

En comparación a lo que sería la respuesta económica óptima, la expansión del sector informal a menudo representa un crecimiento económico distorsionado e insuficiente.⁵ Esta afirmación requiere

⁴ Para mayor información sobre un modelo de crecimiento endógeno que resalta el efecto negativo de la informalidad a través de la congestión de servicios públicos, véase Loayza (1996).

⁵ Ello no quiere decir que las empresas informales carezcan de dinamismo o que estén rezagadas en relación a las formales. En realidad, en una situación de equilibrio la rentabilidad ajustada por riesgos debería ser similar en ambos sectores en el



ser aclarada: la informalidad está por debajo del nivel óptimo de respuesta que puede encontrarse en el mejor escenario de una economía sin una excesiva reglamentación y una adecuada provisión de servicios públicos. No obstante, es preferible la informalidad en lugar de una economía plenamente formal pero esclerótica e incapaz de evitar las rigideces que genera la normatividad. La implicancia que esto tiene en términos de políticas es incuestionable: el mecanismo de la formalización es sumamente importante por las consecuencias que tiene en el empleo, la eficiencia y el crecimiento económico. Si la formalización se sustenta exclusivamente en hacer que se cumplan las normas, lo más probable es que ello genere desempleo y un bajo crecimiento. Si por el contrario el proceso de formalización se sostiene mediante mejoras tanto del marco legal como de la calidad y disponibilidad de los servicios públicos, generará un uso más eficiente de los recursos y un mayor crecimiento.

Desde una perspectiva empírica, el efecto ambiguo de la formalización pone de manifiesto una importante dificultad para evaluar el impacto que tiene la informalidad sobre el crecimiento económico: dos países pueden tener el mismo nivel de informalidad, pero si las causas subyacentes que lo explican son distintas, las tasas de crecimiento de dichos países podrán ser notoriamente distintas también. A los países en los que se controla la informalidad mediante una drástica imposición de normas les irá menos bien que a aquellos países que tienen un bajo nivel de informalidad debido a que cuentan con normas más suaves y servicios públicos adecuados.

A continuación se presenta un análisis de regresión simple sobre el efecto que tiene la informalidad sobre el crecimiento económico. Como se sugirió anteriormente, dicho análisis debe contemplar el aspecto relativo al nivel de cumplimiento de las leyes y una forma directa de hacerlo, aun cuando pueda debatirse al respecto, es incluir una variable que represente la capacidad total del estado como variable de control de la regresión. Para ello, probamos dos variables sustitutas: el nivel de PBI per cápita y la proporción del gasto de gobierno en relación al PBI. La primera variable sustituta tiene la ventaja de explicar además la convergencia condicional y la segunda tiene la ventaja de que refleja más cercanamente el tamaño del estado.⁶ En el Cuadro 1 se presentan los resultados de las regresiones en las que el crecimiento promedio del PBI per cápita en el periodo 1985-2004 es la variable dependiente, el PBI per cápita inicial (1985) es la variable de control y, a su vez, los cuatro indicadores de informalidad son las variables explicativas.

límite. Maloney (2004) ofrece evidencia del dinamismo de las empresas informales en América Latina. Los argumentos presentados en el texto se aplican a la comparación entre una economía excesivamente regulada y otra que no lo es.

⁶ También consideramos la proporción de ingresos tributarios en relación al PBI como variable sustituta. Pese a que el número de observaciones disminuye considerablemente, los resultados sobre el efecto negativo de la informalidad son similares.

Cuadro 1. Los efectos de la informalidad en el crecimiento económico
Método de estimación: Mínimos Cuadrados Ordinarios con errores estándar robustos
Variable dependiente: Crecimiento del PBI per cápita, 1985-2004, promedio por país

	Crecimiento del PBI per capita, 1985-2004							
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
PBI per capita inicial (1985, en logaritmos)	-0,23 -1,45	-0,54*** -2,89	-0,77*** -3,00	-0,90*** -3,52				
Gasto de Gobierno inicial (% del PBI, 1985)					-0,03* -1,80	-0,05*** -2,62	-0,05 -1,42	-0,05*** -2,52
Schneider índice de economía subterránea (% del PNI, en logaritmos)	-2,18*** -3,87				-1,68*** -4,44			
Heritage Foundation índice de economía informal (rango 1-5: mayor, más informal)		-1,15*** -5,07				-0,68*** -5,70		
Autoempleo (% del empleo total)			-0,10*** -3,43				-0,04** -2,24	
Sin Pensión (% de la fuerza laboral)				-0,05*** -5,01				-0,02*** -3,87
Constante	10,41*** 3,53	9,16*** 4,36	11,02*** 3,96	11,36*** 4,40	7,54*** 5,39	4,38*** 8,03	3,74*** 4,34	3,27** 6,03
No. of observations	120	127	47	92	113	120	45	89
R-squared	0,19	0,22	0,15	0,20	0,17	0,19	0,07	0,12

Nota:

1. t-estadísticos son presentados debajo del coeficiente correspondiente.

2. *, ** y *** señalan niveles de significancia de 10 por ciento, 5 por ciento y 1 por ciento, respectivamente.

3. Los cuatro tipos de mediciones de informalidad utilizados en cada caso son los siguientes: [1] y [5] Schneider(2004);

[2] y [6] Índice de Libertad Económica de The Heritage Foundation; [3] y [7] OIT, recopilado por Loayza y Rigolini(2006);

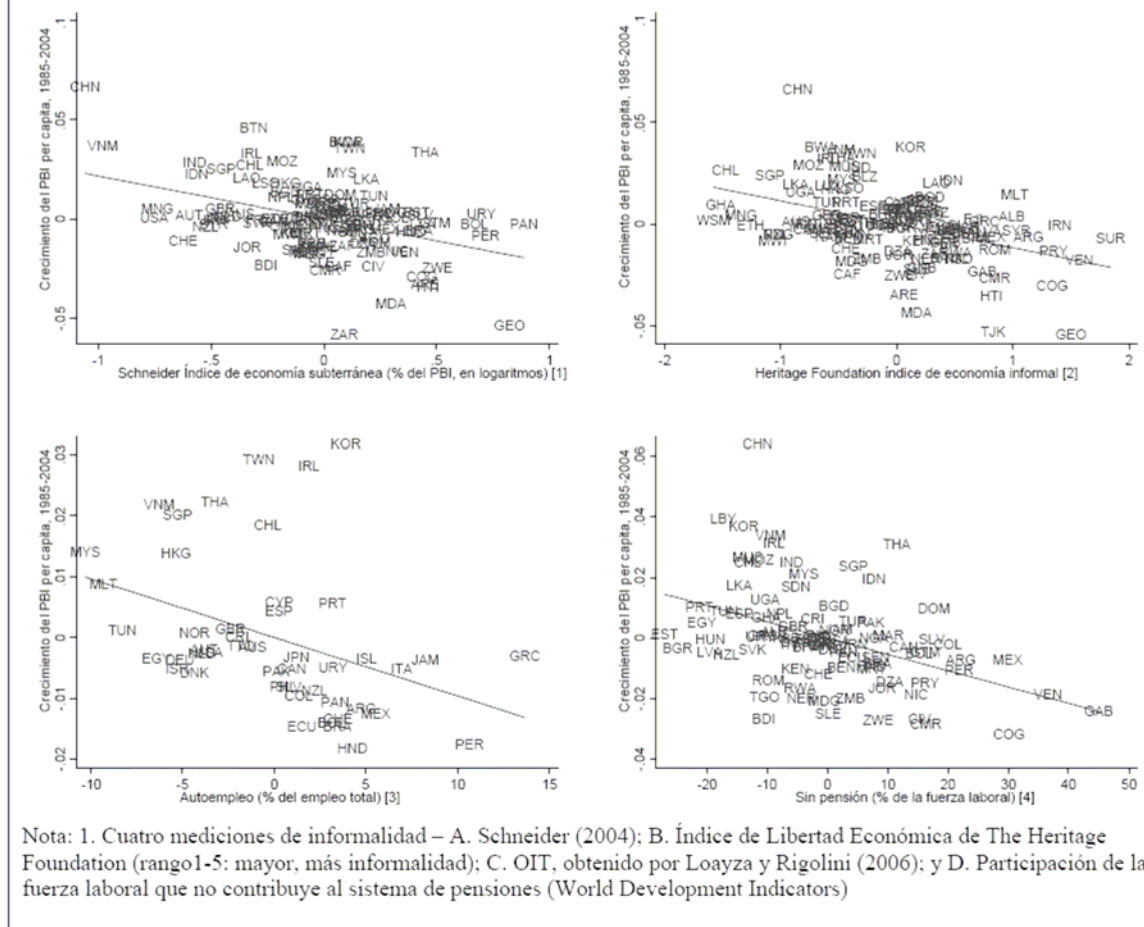
y [4] y [8] Porcentaje de la PEA que no aporta a un plan de pensiones de jubilación (World Development Indicators, Banco Mundial).

4. Los cuatro tipos de informalidad están expresados en valores promedio en el caso de cada país en tanto que los periodos varían según el indicador.

Se seleccionó un periodo de 20 años para calcular la tasa de crecimiento promedio a fin de lograr un equilibrio entre el crecimiento meramente cíclico, de corto plazo (que no sería afectado por la informalidad) y un crecimiento de muy largo plazo (que en realidad puede *causar* informalidad, en lugar de que esto ocurra a la inversa). La hipótesis que se mantuvo para identificar la relación causal entre informalidad y crecimiento es que el nivel de informalidad está relacionado con factores institucionales y estructurales que cambian poco a lo largo del tiempo y que influyen en las tasas de crecimiento de mediano plazo, pero que el crecimiento de mediano plazo no influye sobre dichos factores (en el presente trabajo, el mediano plazo está comprendido en el periodo de 20 años que abarca hasta el año 2004).

Gráfico 2. Informalidad y Crecimiento Económico

Diagrama de dispersión de regresiones parciales, controladas por el PBI per cápita inicial (1985)



Los resultados de la regresión indican que un incremento en la informalidad genera una disminución del crecimiento económico. Los cuatro indicadores de informalidad presentan coeficientes negativos altamente significativos. El gráfico 2 muestra el diagrama de dispersión de la regresión parcial entre la variable crecimiento y cada una de las mediciones de informalidad (la regresión es parcial en el sentido en que se controla el nivel inicial del PBI per cápita), que confirma que la relación negativa entre informalidad y crecimiento representa la tendencia general y que no está influida por observaciones aisladas. El efecto negativo que tiene la informalidad en el crecimiento no es solo un resultado sólido y significativo, sino también relevante en términos económicos por su magnitud: un incremento de una desviación estándar en cualquiera de los indicadores de informalidad lleva a una reducción de 1-2 puntos porcentuales en la tasa de crecimiento del PBI per cápita.⁷

⁷ Un incremento de una desviación estándar en el índice de Schneider, el índice de la Heritage Foundation, la participación del autoempleo, y la PEA no cubierta por el sistema de pensiones genera una reducción de 1,0; 1,4; 1,0 y 1,8 puntos porcentuales en el crecimiento del PBI per cápita, respectivamente.



4. Las Causas de la informalidad: discusión conceptual

La informalidad –una característica fundamental del subdesarrollo– se configura tanto a partir del modelo de organización socioeconómica heredado por economías en transición hacia la modernidad como a partir de la relación que establece el estado con los agentes privados a través de la regulación, el monitoreo y la provisión de servicios públicos. Por ello, la informalidad debe ser entendida como un fenómeno complejo y multifacético.

La informalidad surge cuando los costos de circunscribirse al marco legal y normativo de un país son superiores a los beneficios que ello conlleva. La formalidad involucra costos tanto en términos de ingresar a este sector –largos, complejos y costosos procesos de inscripción y registro– como en términos de permanecer dentro del mismo –pago de impuestos, cumplir las normas referidas a beneficios laborales y remuneraciones, manejo ambiental, salud, entre otros. En principio, los beneficios de la formalidad son la protección policial frente al crimen y el abuso, el respaldo del sistema judicial para la resolución de conflictos y el cumplimiento de contratos, el acceso a instituciones financieras formales para obtener crédito y diversificar riesgos y, más ampliamente, la posibilidad de expandirse a mercados tanto locales como internacionales. Cuando menos en principio, la pertenencia al sector formal también elimina la posibilidad de tener que pagar sobornos y evita el pago de las multas y tarifas a las suelen estar expuestas las empresas que operan en la informalidad. Por ello, este sector predomina cuando el marco legal y normativo es opresivo, cuando los servicios ofrecidos por el gobierno no son de gran calidad, y cuando la presencia y control del estado son débiles.

Estos aspectos relativos a los costos y beneficios de la formalidad se ven afectados por las características estructurales del subdesarrollo, especialmente en lo que se refiere al nivel educativo, la estructura productiva y las tendencias demográficas. Un mayor nivel de educación reduce la informalidad al incrementar la productividad del trabajo, con lo cual las normas laborales se hacen más flexibles y se amplían los beneficios de la formalidad. Por otro lado, una estructura productiva que en lugar de orientarse hacia procesos industriales más complejos está orientada hacia los sectores primarios –como la agricultura, por ejemplo– induce a la informalidad pues la protección legal y el cumplimiento de contratos se tornan menos relevantes y menos valiosos. Finalmente, es probable que una estructura poblacional con un elevado peso de población joven y población rural contribuya a incrementar la informalidad, pues ello encarece y dificulta tanto los sistemas de monitoreo como la educación y construcción de capacidades a la vez que complica la expansión de servicios públicos formales.



En discusiones informales e incluso académicas frecuentemente se deja de lado este enfoque integral, enfatizándose más bien algunas fuentes particulares para explicar la informalidad. Algunos se centran en el insuficiente sistema legal y normativo y en la debilidad del estado –lo que se refleja en corrupción, por ejemplo–; otros enfatizan el peso de la carga tributaria y las normas, mientras que otros se concentran en explicaciones que tienen que ver con las características sociales y demográficas del país.

Como se sugirió anteriormente, todas éstas son explicaciones lógicas posibles y hay evidencia que las respalda. El Gráfico 3, por ejemplo, presenta el diagrama de dispersión de las cuatro mediciones de informalidad en términos de las variables instrumentales empleadas para representar los principales determinantes de informalidad. Las variables instrumentales son las siguientes⁸: para representar tanto la calidad de los servicios públicos formales como la capacidad del gobierno de hacer cumplir las leyes se usa un índice de prevalencia de la ley y el orden, obtenido de *The International Country Risk Guide*. El índice de libertad económica –del *Economic Freedom of the World Report* de la Fraser Foundation– representa la disminución de restricciones impuestas por el marco normativo y legal. El promedio de escolaridad secundaria alcanzado por la población adulta –índice obtenido de Barro y Lee (2001)– se usa para representar el desarrollo de la educación y el nivel de calificación de la fuerza laboral. Finalmente, también se utiliza un índice de variables sociodemográficas –construido a partir de los *Indicadores de Desarrollo* del Banco Mundial– para dar cuenta del porcentaje de jóvenes y población rural que hay en la población total, así como del peso que tiene la agricultura en términos del PBI⁹.

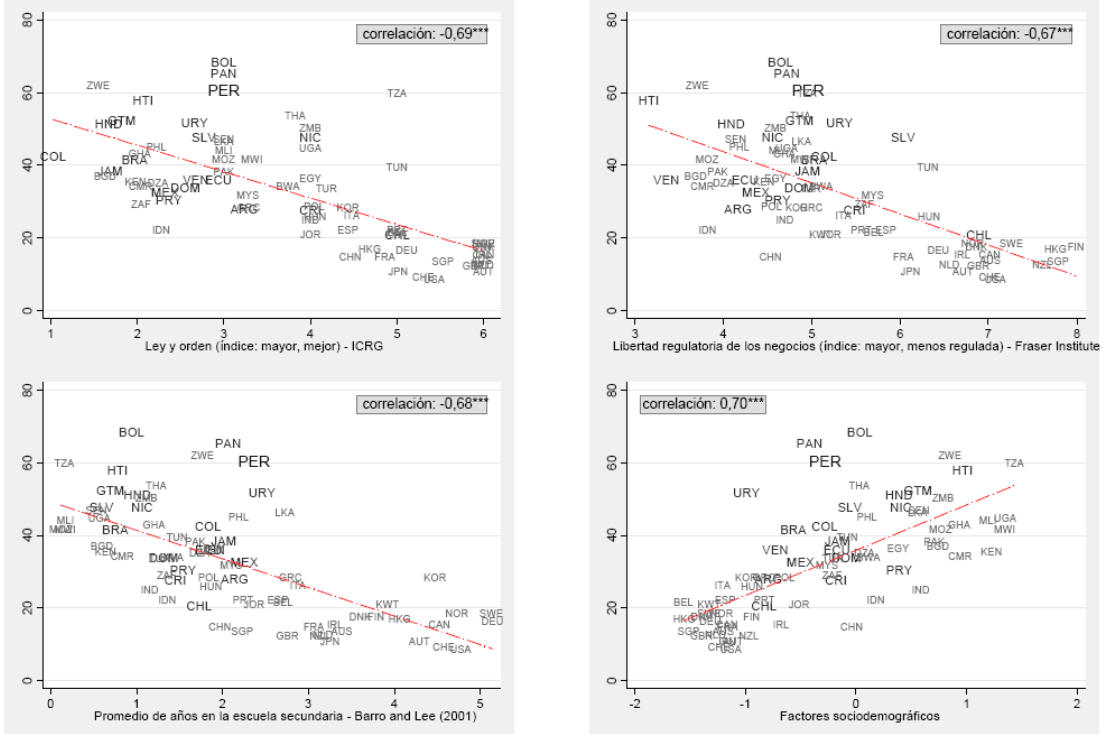
⁸ Nuevamente, las definiciones de las fuentes y las variables se encuentran en el apéndice 1.

⁹ Esta es construida al estandarizar cada componente (con media cero y desviación estándar de 1) y luego tomando un simple promedio aritmético. Tomamos un índice compuesto en lugar de los índices separados, dada la alta correlación existente entre ellos.



Gráfico 3. Informalidad y principales determinantes

A. Schneider Índice de economía subterránea (% del PBI)



B. Heritage Foundation Índice de informal (range 1-5: mayor, más informalidad)

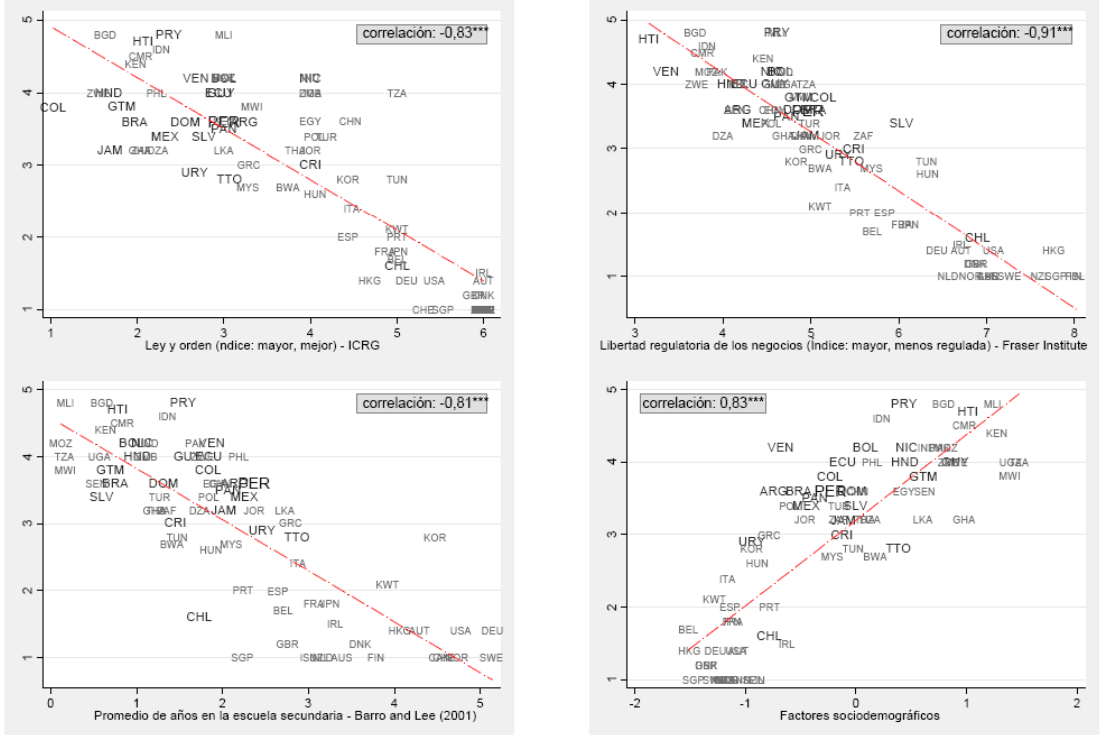
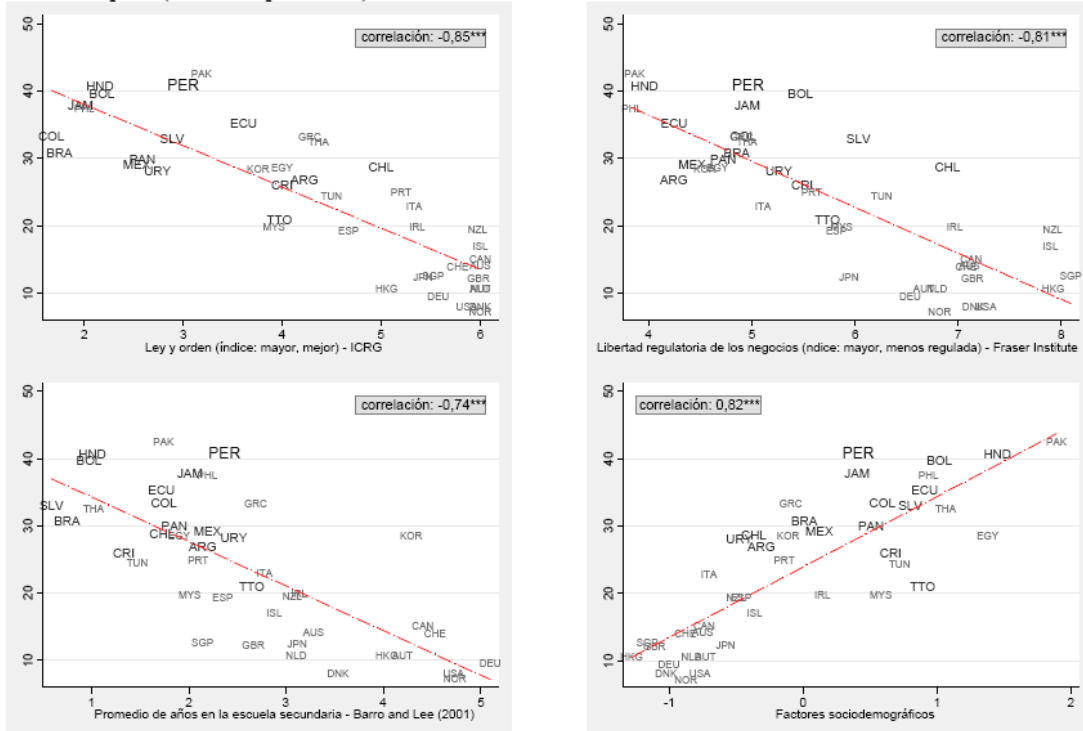


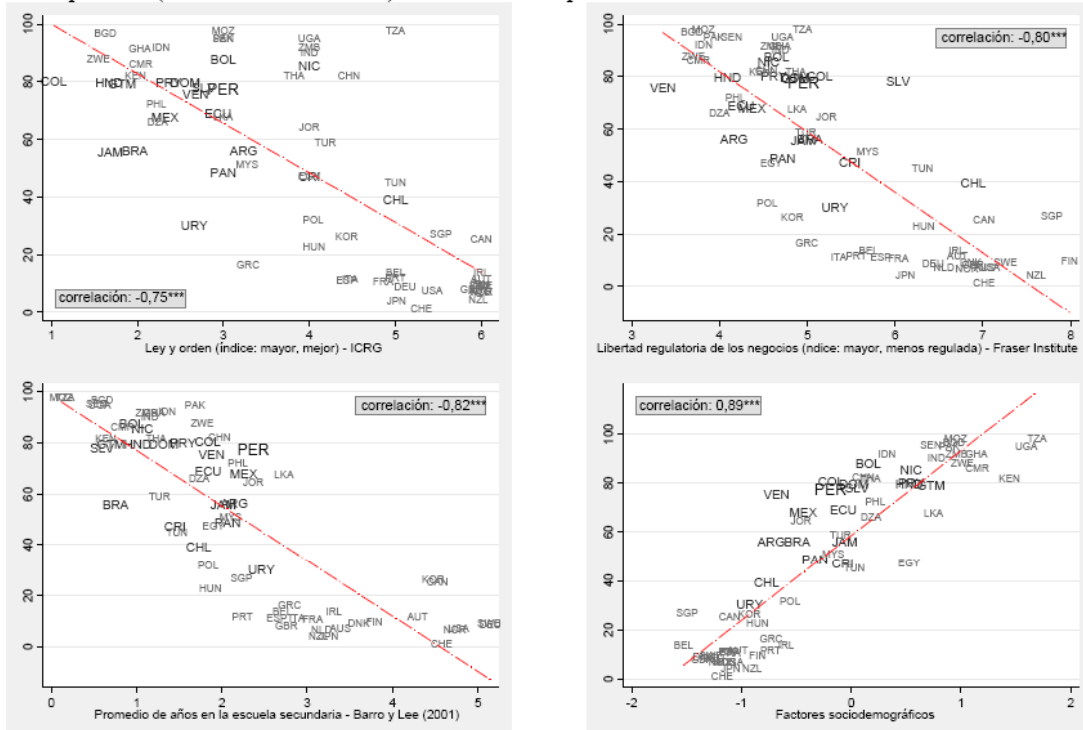


Gráfico 3. Informalidad y principales determinantes (continuación)

C. Autoempleo (% del empleo total) – OIT



D. Sin pensión (% de la fuerza laboral) – World Development Indicators



Notas: 1. Factores sociodemográficos: Promedio simple de la participación de jóvenes (edad entre 10-24) de la población, participación de la población rural y participación de la agricultura en el PBI (las tres variables estandarizadas) – World Development Indicators, OIT y ONU. 2. *** denota significancia al nivel de 1 por ciento.

Cabe resaltar que los 16 coeficientes de correlación (vale decir, las 4 medidas de informalidad multiplicadas por los 4 determinantes) son altamente significativos, con valores-*p* inferiores al 1% y que en una importante magnitud se ubican en el rango entre 0,7 y 0,9. Todas las mediciones de informalidad presentan un patrón similar de correlación: por un lado, la informalidad se correlaciona en forma negativa con la ley y el orden, la libertad económica y el grado de escolaridad alcanzado; por el otro, existe una correlación positiva con factores que denotan una incipiente transformación sociodemográfica.

Por lo tanto, todas estas explicaciones son en parte correctas, pero ahora tenemos que determinar si pueden explicar en forma independiente el fenómeno de la informalidad. En otras palabras y más específicamente, tenemos que evaluar en qué medida cada explicación sirve tanto para comparar la situación general de un conjunto de países como para explicar las características particulares de un país específico, que es lo que haremos a continuación.

5. Las causas de la informalidad: un análisis econométrico

En esta sección realizamos un análisis de regresión de corte transversal para evaluar el nivel de significancia *general* de cada una de las explicaciones sobre las causas de la informalidad y luego aplicamos las relaciones estimadas en el caso de Perú para evaluar la relevancia que tiene cada uno de los mecanismos propuestos para el caso particular de un país determinado.

Cada una de las cuatro mediciones de informalidad presentadas anteriormente funciona como la variable dependiente del modelo de regresión respectivo. El conjunto de variables explicativas –que representan los principales determinantes de la informalidad– es el mismo que se ha empleado en cada medición y en el análisis de correlación simple que presentamos en la sección anterior. Como se puede observar en el Cuadro 2, los resultados de la regresión son significativamente sólidos en todas las mediciones de informalidad. Asimismo, todos los coeficientes de la regresión presentan los signos esperados y valores altamente significativos. El nivel de informalidad disminuye cuando la ley y el orden, la libertad económica y el nivel educativo aumentan. Del mismo modo, el nivel de informalidad es menor cuando la estructura productiva se aleja de la agricultura y las presiones demográficas de los jóvenes y la población rural se reducen. El hecho de que cada variable explicativa mantenga su signo y significancia luego de haber controlado los efectos de los demás indicadores demuestra que ningún determinante de la informalidad por sí solo es suficiente para explicarla y que todos los determinantes de la informalidad deben ser tomados en cuenta para lograr una comprensión cabal del fenómeno.

Cuadro 2. Determinantes de la informalidad

Método de estimación: Mínimos Cuadrados Ordinarios con errores estándar robustos

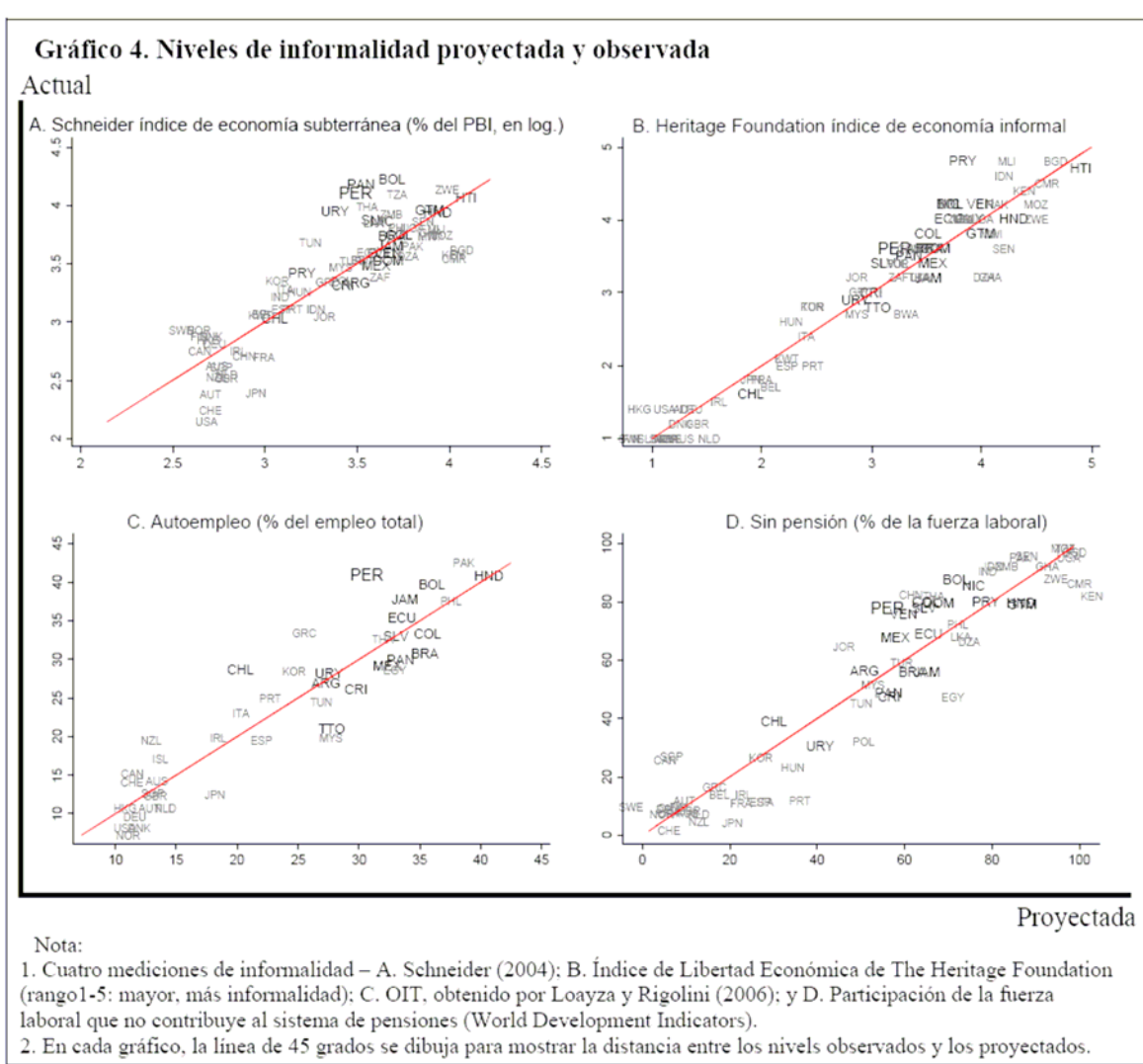
Variable dependiente: Cuatro mediciones de informalidad, promedio por país

	Medidas de informalidad			
	Schneider Índice de economía subterránea (% del PBI, en log.) [1]	Heritage Foundation índice de economía subterránea [2]	Autoempleo (% del empleo total) [3]	Sin pensión (% de la fuerza laboral) [4]
Ley y orden (índice de ICRG, rango 0-6: mayor, mejor; promedio por país)	-0,1069*** -3,23	-0,1530*** -3,30	-2,3941*** -3,52	-3,4748* -1,88
Libertad regulatoria de los negocios (índice de libertad económica de The Fraser Institute, rango 0-10: mayor, menos regulada; promedio por país)	-0,1020*** -2,72	-0,4884*** -9,21	-2,1587*** -2,62	-5,8250** -2,16
Promedio de años en la escuela secundaria (de Barro y Lee (2001); promedio por país)	-0,0858** -1,92	-0,1761*** -3,87	-1,7743** -2,26	-5,1117*** -2,96
Factores sociodemográficos (promedio simple de la participación de la población joven (edad 10-24) rural population, and share of agriculture in GDP; country average)	0,1459** 2,27	0,3127*** 4,38	3,3082** 2,44	19,1452*** 6,69
Constante	4,5612*** 25,03	6,5817*** 32,20	51,3973*** 11,16	111,2550*** 11,35
No. de observaciones	74	77	42	67
R-cuadrado	0,74	0,93	0,85	0,89

Nota:

1. t-estadísticos son presentados debajo del coeficiente correspondiente.
2. *, ** y *** señalan niveles de significancia de 10 por ciento, 5 por ciento y 1 por ciento, respectivamente.
3. Los cuatro tipos de mediciones de informalidad utilizados en cada caso son los siguientes: [1] Schneider(2004); [2] Índice de Libertad Económica de The Heritage Foundation; [3] OIT, recopilado por Loayza y Rigolini(2006); y [4] Porcentaje de la PEA que no aporta a un plan de pensiones de jubilación (World Development Indicators).
4. Las variables utilizadas para calcular los factores sociodemográficos están estandarizadas. Fuentes World Development Indicators, OIT y ONU.
5. Los periodos varían según la medición de la informalidad.
6. Una variable dicotómica se incluye en la regresión [1] para Indonesia, China, India o Paraguay en la regresión [4] para Grecia. La variable controla los casos anómalos.

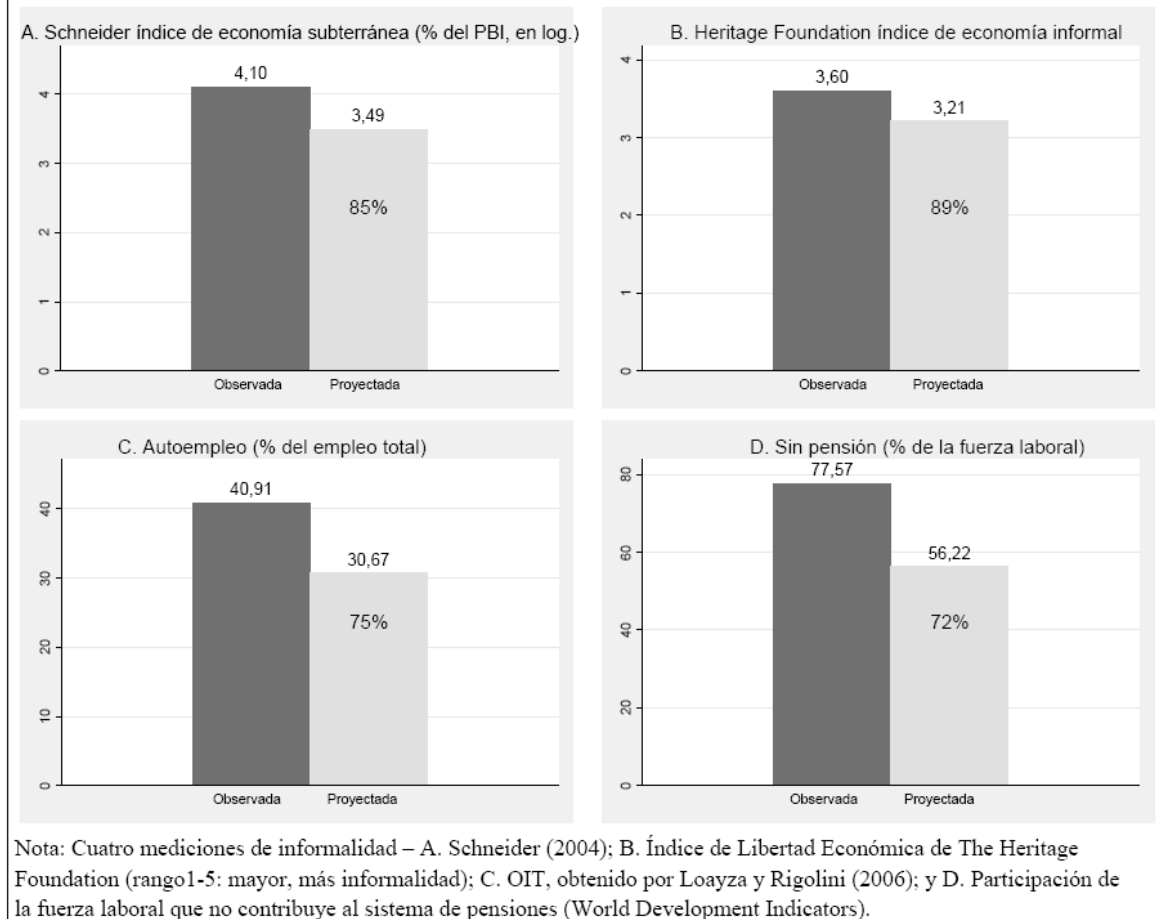
Las cuatro variables explican conjuntamente un alto porcentaje de la variación del nivel de informalidad que se observa al comparar distintos países: los coeficientes de R-cuadrado son 0,74 para el índice de economía informal de Schneider, 0,93 para el índice de libertad económica de la Heritage Foundation, 0,85 para la participación de autoempleo, y 0,89 para la participación de la fuerza laboral en el sistema de pensiones. El Gráfico 4 contrasta el diagrama de dispersión de la medición de informalidad observada y la proyectada. La mayoría de los países presenta valores residuales pequeños (por ejemplo, la parte no proyectada de la informalidad), lo cual es consistente con los elevados coeficientes R-cuadrados obtenidos en las regresiones. ¿Es éste también el caso del Perú?



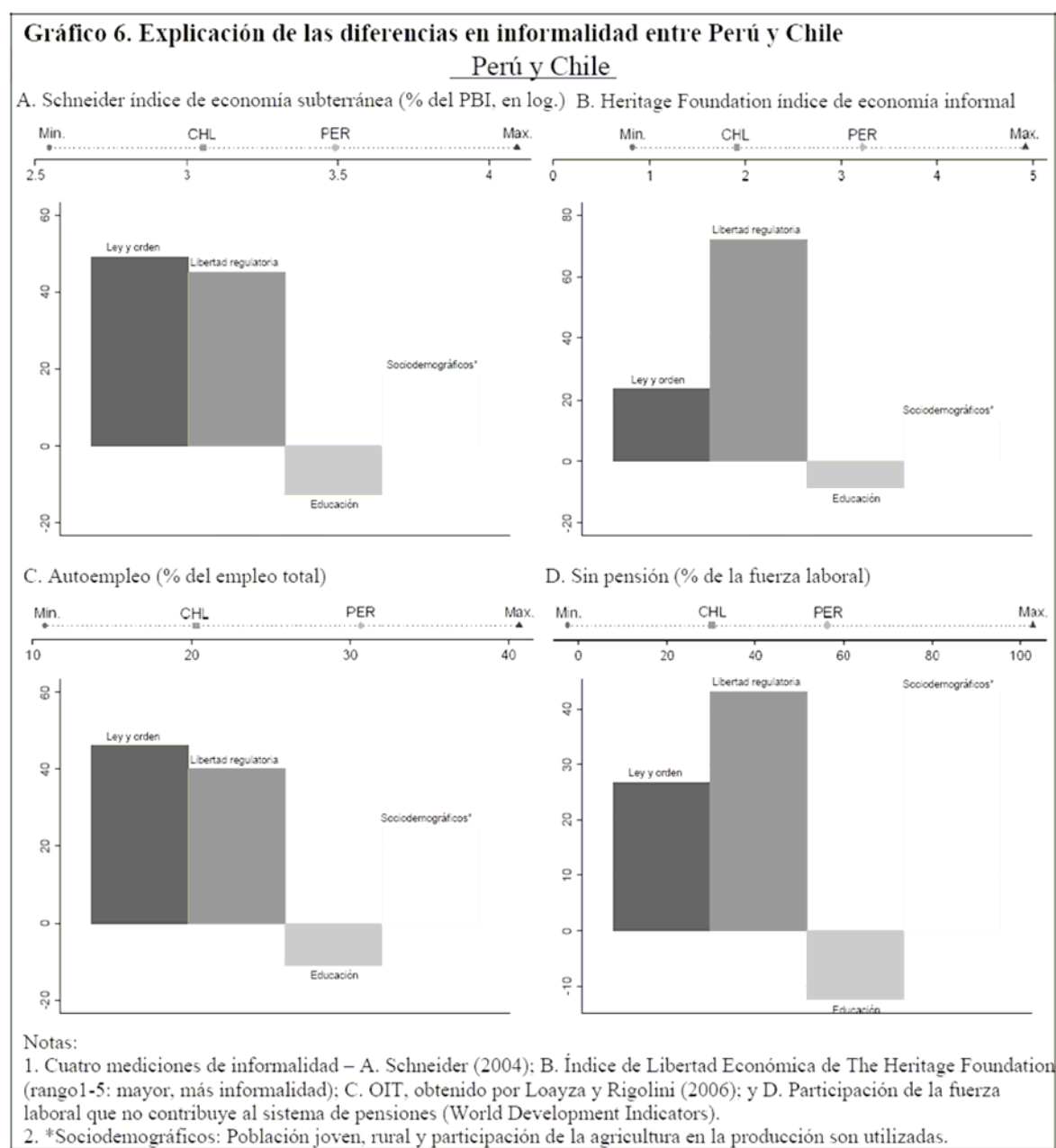
El Perú se encuentra dentro un pequeño grupo de países que presentan valores residuales significativamente importantes (se ha resaltado el caso de Perú en el Gráfico 4 con fines de ilustración). De hecho, las pruebas estadísticas muestran que la informalidad no estimada en el caso de Perú es significativamente diferente de cero. El Gráfico 5 ofrece una comparación entre la informalidad medida y la proyectada en el caso de Perú. En las cuatro mediciones, se observa que la informalidad proyectada es menor que la informalidad observada, lo cual explica los porcentajes de 85% en el índice de economía informal de Schneider, de 89% en el índice de libertad económica de la Heritage Foundation, de 75% en la participación del autoempleo, y de 72% en la participación de la contribución de la fuerza laboral al sistema de pensiones. En resumen, aunque el modelo de regresión de corte transversal explica en gran medida el nivel de informalidad en el Perú, no lo explica completamente. Por ello, se hace necesario analizar las especificidades de la informalidad en el caso peruano en mayor profundidad.



Gráfico 5. Diferencia entre los niveles observados y proyectados de informalidad



Concentrándonos ahora en la porción de la informalidad explicada por el modelo de regresión de corte transversal, podemos evaluar la importancia individual que tiene cada variable explicativa para el caso de Perú. De esta manera, podemos medir la contribución de cada variable a la diferencia que existe en términos de informalidad entre el Perú y los países que hemos seleccionado con fines de comparación: Chile, el país con mayor crecimiento en la región, y Estados Unidos, el principal socio comercial de Perú. La contribución de cada variable explicativa se obtiene multiplicando el coeficiente de regresión respectivo (del Cuadro 2) por la diferencia entre el valor de la variable explicada en el caso de Perú y el país comparado (naturalmente, la suma de las contribuciones es igual a la diferencia total que hay en la informalidad proyectada entre los dos países). La importancia de una variable explicativa particular dependerá, por lo tanto, de la magnitud de su efecto en la informalidad en el modelo de corte transversal y de cuánto se alejen los valores de los dos países de dicha variable explicativa.



En el gráfico 6 se desagrega por variables la diferencia en el nivel de informalidad (proyectada) entre Perú y Chile. La ley y el orden, la libertad económica, y las condiciones sociodemográficas son mayores en Chile, por lo que estas variables contribuyen en forma positiva a explicar el mayor nivel de informalidad que hay en el Perú. La variable nivel educativo, medida en términos de años de educación secundaria alcanzados, es mejor en Perú, por lo que esta variable por sí sola nos llevaría a proyectar una menor informalidad en el caso peruano. Excepto por lo que respecta a la medición de informalidad en base a la falta de cobertura del sistema de pensiones, la educación y los factores sociodemográficos no explicarían mayormente las diferencias entre Perú y Chile. Asimismo, se puede agrupar las variables ley y orden y libertad económica como “factores institucionales” y las variables



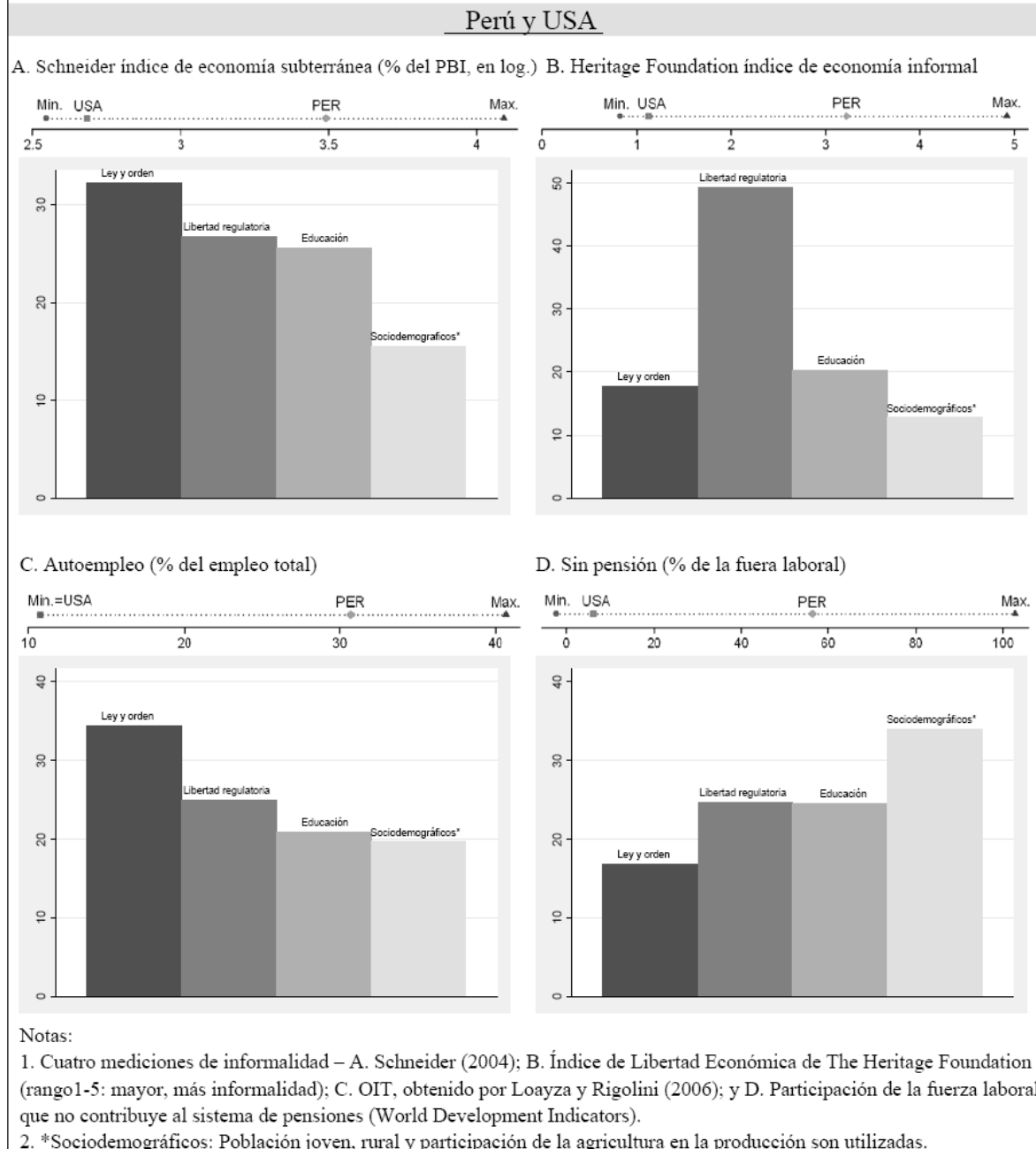
educación y factores demográficos como “factores estructurales,” con lo cual se observa claramente que el mayor grado de informalidad en el Perú se explica sobre todo por el mayor avance alcanzado en términos de factores institucionales en Chile.

De igual manera, en el gráfico 7 se desagrega la diferencia en el nivel de informalidad (proyectada) entre Perú y Estados Unidos por variables. El primer punto a resaltar es que las diferencias son significativamente mayores que las que presentan Perú y Chile. Además, la importancia relativa de los factores institucionales y estructurales es diferente cuando se compara al Perú con Estados Unidos y cuando se lo compara con Chile. No obstante que los factores institucionales aún son más importantes, los factores estructurales adquieren una relevancia cuantitativa al compararse al Perú con Estados Unidos¹⁰.

¹⁰ La excepción es la falta de cobertura por pensión. Aparentemente la falta de cobertura por pensiones difiere en mayor magnitud que los factores estructurales explicando las diferencias entre países. Era una observable entre Perú y Chile pero se vuelve evidente al comparar Perú-USA.



Gráfico 7. Explicación de las diferencias en informalidad entre Perú y USA



6. Conclusiones

Ampliamente generalizada en el país, la informalidad en el Perú muestra niveles alarmantes. En efecto, las mediciones disponibles la ubican como una de las más altas del mundo. Esto es motivo de preocupación porque refleja una ineficiente asignación de recursos (sobre todo de mano de obra) y una ineficiente utilización de los servicios del estado, lo cual podría poner en riesgo las perspectivas de crecimiento del país. La evidencia comparativa sugiere que la informalidad en el Perú es producto de la combinación de malos servicios públicos y un marco normativo que agobia a las empresas formales.



Esta combinación se vuelve particularmente peligrosa cuando, como en el caso peruano, la educación y desarrollo de capacidades es deficiente, cuando los métodos de producción son aún primarios, y cuando existen fuertes presiones demográficas. Si bien la evidencia obtenida al comparar los datos de distintos países explica en gran medida el nivel de informalidad en el Perú, ésta no es suficiente para explicarlo completamente. Se requiere mayor información sobre el caso específico del Perú para llenar este vacío.

Referencias

Barro, Robert and Jong-Wha Lee (2001), "International data on educational attainment: updates and implications," *Oxford Economic Papers*, 3, 541-63.

De Soto, Hernando (1989), *The Other Path: The Invisible Revolution in the Third World*, HarperCollins.

Gerxhani, Klarita (2004), "The Informal Sector in Developed and Less Developed Countries: A Literature Survey," *Public Choice*, 120, 267-300.

Gwartney, James and Robert Lawson (2006), *Economic Freedom of the World: 2006 Annual Report*, The Fraser Institute, www.freetheworld.com.

International Labour Organization (ILO), Bureau of Statistics, LABORSTA Internet.
laborsta.ilo.org.

Loayza, Norman (1996), "The Economics of the Informal Sector: A Simple Model and Some Empirical Evidence from Latin America," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 45, 129-62.

Loayza, Norman and Jamele Rigolini (2006), "Informality Trends and Cycles," World Bank Policy Research Working Paper No. 4078.

Maloney, William (2004), "Informality Revisited," *World Development*, 32(7), 1159-78.

Miles, Marc, Edwin Feulner and Mary O'Grady (2005), *2005 Index of Economic Freedom*, The Heritage Foundation and The Wall Street Journal.



Perry, Guillermo, William Maloney, Omar Arias, Pablo Fajnzylber, Andrew Mason and Jaime Saavedra-Chanduvi (2007), *Informality: Exit and Exclusion*, Banco Mundial.

The PRS Group, *International Country Risk Guide* (ICRG). www.icrgonline.com.

Schneider, Friedrich (2004), “The Size of the Shadow Economies of 145 Countries all over the World: First Results over the Period 1999 to 2003,” IZA DP No. 1431.

Schneider, Friedrich and Dominik Enste (2000), “Shadow Economies: Size, Causes, and Consequences,” *Journal of Economic Literature*, 38, 77-114.

United Nations (2005), Population Division, *World Population Prospects: The 2004 Revision*.

Banco Mundial, *World Development Indicators*, Banco Mundial, varios años.



Apéndice 1. Definiciones y Fuentes de las variables utilizadas en el análisis de regresión

Variable	Definición y construcción	Fuente
Schneider Índice de economía subterránea	La economía subterránea como porcentaje del PBI oficial. Promedio por país 2001-2002.	Schneider (2004).
Heritage Foundation índice de economía informal	Un índice en el rango entre 1 y 5 donde los valores más altos indican mayor actividad del mercado informal. Los puntajes y criterios son: (i) Muy bajo: El país tiene libre mercado con un mercado informal en drogas y armas (puntaje 1); (ii) Bajo: El país tiene un mercado informal relacionado con el trabajo y la piratería de la propiedad intelectual (puntaje 2); (iii) Moderado: El país tiene actividades laborales informales, en agricultura, transporte, y moderados niveles de propiedad intelectual (puntaje 3); (iv) Alto: El país presenta substanciales niveles de actividad del mercado informal en áreas como el trabajo, piratería de la propiedad intelectual, bienes de consumo adulterados, y servicios de transporte, electricidad y telecomunicaciones (puntaje 4); y (v) Bastante alto: un país donde la economía informal supera a la economía formal (puntaje 5). Promedio por país entre 2000-2005.	Miles, Feulner y O'Grady (2005).
Autoempleo	Trabajadores autoempleados como porcentaje del empleo total. Promedio de países, pero los periodos divergen entre países. Solo se utilizan 47 países que presentan al menos dos pares de observaciones consecutivas. Para más detalle, referirse a Loayza y Rigolini (2006).	OIT, recolectada por Loayza y Rigolini (2006).
Sin pensión	Porcentaje de la fuerza laboral que no contribuye al sistema de pensiones como porcentaje del total de la fuerza laboral. Promedio por país entre 1992-2004.	World Development Indicators, varios años.
Ley y Orden	Un índice en el rango entre 0 y 6 donde los mayores valores indican un mejor cumplimiento de leyes. La ley y el orden son calculados de manera independiente, con cada subcomponente representando de 0 a 3 puntos. El componente respecto a ley se enfoca en el sistema legal, mientras que el orden se mide por el cumplimiento popular de las leyes. Un promedio entre 2000-2005 por país es utilizado por el índice de economía subterránea de Schneider, Heritage Foundation índice de economía informal y sin pensión, mientras que los periodos respecto a Autoempleo son diferentes por país.	ICRG. Data obtenido por www.icrgonline.com .
Libertad regulatoria de empresas	Un índice en el rango de 0 a 10 donde mayores valores indican una menor regulación. Esta compuesto por los siguientes indicadores: (i) Control de precios: las empresas son capaces de fijar sus propios precios; (ii) Carga de la regulación / Condiciones administrativas/ entrada de nuevas empresas; (iii) Tiempo con la burocracia estatal: alta gerencia gasta una importante cantidad de tiempo lidiando con la burocracia estatal; (iv) Inicio de nuevos negocios: es fácil iniciar nuevos negocios; y (v) Pagos irregulares: pagos adicionales asociados con permisos a importación o exportación, licencias de negocios, cambio de controles, condiciones tributarias, protección policial, o aplicaciones a prestamos son raros. Promedio por país 2000- 2005 para Schneider, Heritage Foundation índice de economía informal y sin pensión, mientras que los periodos respecto a Autoempleo son diferentes por país.	Gwartney y Lawson (2006), The Fraser Institute. Datos obtenidos de www.freetheworld.com .
Años promedio en educación secundaria	Años promedio en educación secundaria en la población desde 15 años en adelante. Promedio por país 2000- 2005 para Schneider, Heritage Foundation índice de economía informal y sin pensión, mientras que los periodos respecto a Autoempleo son diferentes por país.	Barro y Lee (2001).
Factores sociodemográficos	Promedio simple entre tres variables: (i) Población joven (entre 10-24) como porcentaje de la población total; (ii) población rural como porcentaje de la población total; (iii) agricultura como porcentaje del PBI. Todas esas tres variables son estandarizadas antes de efectuar el promedio. Promedio por país 2000- 2005 para Schneider, Heritage Foundation índice de economía informal y sin pensión, mientras que los periodos respecto a Autoempleo son diferentes por país.	Calculos del autor con información de World Development Indicators, OIT y ONU.

Apéndice 2. Estadísticas descriptivas
Datos promedio por país; los periodos varían por medición.

(a) Univariado (muestra de la regresión)

Variable	Obs.	Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo
Schneider Índice de economía subterránea (% del PBI)	74	32,430	15,172	8,550	68,200
Heritage Foundation índice de economía informal (rango 1-5)	77	2,936	1,206	1,000	4,800
Autoempleo (% del empleo total)	42	23,730	10,494	7,206	42,482
Sin Pensión (% de la fuerza laboral)	67	51,178	33,394	1,450	98,000

(b) Univariado (muestra completa)

Variable	Obs.	Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo
Schneider Índice de economía subterránea (% del PBI)	145	34.838	13.214	8.550	68.200
Heritage Foundation índice de economía informal (rango 1-5)	157	3.390	1.197	1.000	5.000
Autoempleo (% del empleo total)	47	23.518	10.504	7.206	42.482
Sin Pensión (% de la fuerza laboral)	112	56.073	32.602	1.450	98.700

(c) Bivariado correlaciones entre medidas de informalidad
(triángulo superior (muestra de la regresión, en cursiva), triángulo inferior (muestra completa))

Variable	Schneider Economía subterránea	Heritage Fndn. Economía informal	Autoempleo	Sin Pensión
Schneider Índice de economía subterránea (% del PBI)	1,00 145 74	<i>0,74***</i> 74	<i>0,83***</i> 40	<i>0,73***</i> 67
Heritage Foundation índice de economía informal (rango 1-5)	<i>0,65***</i> 132	1,00 157 77	<i>0,90***</i> 42	<i>0,90***</i> 67
Autoempleo (% del empleo total)	<i>0,76***</i> 43	<i>0,85***</i> 47	1,00 47 42	<i>0,85***</i> 39
Sin Pensión (% de la fuerza laboral)	<i>0,60***</i> 106	<i>0,78***</i> 108	<i>0,86***</i> 41	1,00 112 67

Notas:

1. Los tamaños de las muestras son presentados debajo de los coeficientes correspondientes.
2. *** representa un nivel de 1 por ciento de significancia.



*Reglas fiscales y la volatilidad del producto*¹

Carlos Montoro²

carlos.montoro@bcrp.gob.pe

Eduardo Moreno³

eduardo.moreno@bcrp.gob.pe

Resumen

En este trabajo extendemos el modelo neoclásico de Baxter y King (1993) para evaluar los efectos sobre el ciclo económico de dos reglas fiscales alternativas. Las reglas que analizamos son similares a aquellas implementadas en la práctica por algunos países, tales como límites al déficit fiscal estructural (que elimina los efectos del ciclo económico sobre la recaudación) y límites al déficit fiscal convencional. Enfocamos nuestro análisis en un modelo calibrado para reproducir las características de la economía Peruana. En este modelo evaluamos los efectos sobre la dinámica de corto plazo y las condiciones para la estabilidad del equilibrio. Encontramos que la regla de déficit económico estructural produce una postura contracíclica de la política fiscal, lo cual reduce significativamente la volatilidad del producto. Asimismo, encontramos que una condición para que la regla estructural pueda ser implementada es que el gasto público no financiero reaccione en proporción mayor a uno sobre cambios en los gastos financieros.

Clasificación **JEL**: E62, H30, H60

Palabras clave: Reglas Fiscales, Política fiscal, Volatilidad del Producto.

¹ Los autores agradecen los comentarios de Jorge Estrella, Vicente Tuesta y Gabriel Rodríguez y de los participantes del Seminario de Política Fiscal Contracíclica: Reglas e Instituciones (Ministerio de Economía - Corporación Andina de Fomento), el XXIV Encuentro de Economistas del BCRP y la XI Conferencia Anual del CEMLA. Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

² Banco Central de Reserva del Perú y LSE.

³ Banco Central de Reserva del Perú.



1. Introducción

El estudio del diseño de reglas de la política fiscal es relevante puesto que un grupo importante de países tanto desarrollados como emergentes han optado por esquemas de este tipo. Los ejemplos más notables son las reglas del Pacto de Estabilidad y Crecimiento en la Eurozona (límite al déficit de 3 por ciento del PBI y de 60 por ciento del PBI para la deuda) y el "Freno de Deuda" utilizado en Suiza (límite nulo para el déficit estructural), entre otros. Entre los países de la región, Brasil, Perú y Chile cuentan con reglas fiscales de diverso tipo. La creciente popularidad de las reglas fiscales se explica en parte porque son vistas como una posible solución a los sesgos al déficit y acumulación excesiva de deuda pública presentes en un manejo discrecional de los instrumentos fiscales⁴.

Desde un punto de vista teórico, es además relevante analizar las implicancias para el equilibrio de la economía del uso de estas reglas. Este análisis es informativo respecto a la forma en que pueden diseñarse los ajustes en los instrumentos fiscales, de modo que se asegure la sostenibilidad de la deuda y la estabilidad del sistema. Además, si bien el modelo utilizado en este trabajo se basa en los estudios de Baxter y King (1993), Galí (1994), Ludvigson (1996), y Guo y Harrison (2004), el interés de este artículo no es derivar la respuesta de la economía a choques no esperados en los instrumentos fiscales, como se hace en los estudios citados. Nuestro interés es derivar el efecto de cambios en la parte sistemática (regla) de la formulación de la política fiscal, en particular sobre la volatilidad de la economía⁵.

En este documento se analizan algunos aspectos del diseño de reglas de política fiscal en el contexto de un modelo macroeconómico neoclásico simple. En particular se evalúa el impacto sobre la volatilidad macroeconómica, medida por la varianza del producto, de pasar de una regla basada en metas al déficit convencional a una regla basada en el déficit estructural o ajustado por el ciclo económico.

Encontramos que en un modelo de economía cerrada calibrado para replicar algunas características de la economía peruana (estructura del gasto agregado y varianzas relativas de sus componentes) en el que se incorporan tanto choques de oferta como de demanda, una regla de resultado económico estructural domina en términos de la varianza del PBI a una regla de déficit económico convencional.

⁴ Drazen (2004) presenta un resumen de los argumentos de inconsistencia temporal y economía política que originan estos sesgos.

⁵ Cabe mencionar que este documento se concentra en reglas fiscales implementables, a diferencia de otros autores como Chari, Christiano y Kehoe (1994) y Schmitt-Grohe y Uribe (2005,2006) que concentran el análisis de la política fiscal derivando secuencias óptimas de instrumentos fiscales que resuelven un problema dinámico de Ramsey.



Ello se explica porque una regla estructural origina una respuesta anticíclica de la política fiscal a choques económicos y reduce a su vez la varianza del gasto público, ya que éste no tiene que ajustarse ante perturbaciones en los ingresos fiscales para obtener una meta de déficit dada. En términos de los componentes de la demanda agregada, el supuesto de economía cerrada implica que la varianza del consumo privado aumenta con las reglas estructurales. Ello se eliminaría en un modelo de pequeña economía abierta en el que se obtendría una mayor varianza en la cuenta corriente.

De otro lado, mediante el análisis de la determinación del equilibrio del modelo se encontró que, cuando en estado estacionario la tasa de crecimiento es menor que la tasa de interés de la deuda, es necesario racionalizar una regla tipo "Taylor" para el gasto público. Bajo esta regla, el gasto no financiero debe reducirse en una proporción mayor que uno por aumentos en los gastos financieros, para que el ratio deuda/producto se comporte de forma estacionaria.

El resto del trabajo se divide en 4 secciones. La siguiente sección presenta como ejemplo motivador el uso de las reglas fiscales en el Perú. La sección tres presenta el modelo utilizado y la sección cuatro contiene el análisis de estabilidad y los principales resultados de este estudio. En la última sección se presentan las limitaciones del análisis, la agenda de trabajo pendiente y algunas implicancias de política a manera de conclusión.

2. Reglas fiscales en el Perú

En el caso del Perú, luego de las reformas de principios de los noventa, el déficit fiscal se redujo sustancialmente obteniéndose un pequeño superávit en 1997. Asimismo, la deuda pública, que a principios de la década fluctuaba alrededor del 70 por ciento del PBI, se redujo a la mitad hacia 1997 en parte debido al mayor crecimiento y también por la renegociación con los acreedores internacionales del Perú. No obstante, el impacto de choques adversos en el financiamiento externo a fines de los años noventa redujeron el crecimiento y deterioraron las cuentas fiscales, lo que originó un incremento de 11 puntos porcentuales en el ratio de deuda a PBI entre 1997 y 1999 (alcanzando el 47 por ciento del PBI). Este contexto de deterioro en las cuentas fiscales motivó la implantación de reglas fiscales con el fin institucionalizar un manejo responsable de las finanzas públicas y moderar el incremento de la deuda para evitar situaciones de insolvencia como las que enfrentó el país a fines de los años ochenta.

La regla fiscal introducida en diciembre de 1999 (mediante la Ley de Responsabilidad y Transparencia Fiscal) corresponde a la combinación de un límite al déficit fiscal y un límite al crecimiento real del



gasto público no financiero, así como reglas para limitar el endeudamiento de los gobiernos subnacionales. Esta forma de la regla fiscal incorpora un mecanismo parcialmente anticíclico, en la medida que en los periodos de auge el fisco no podría gastar toda la recaudación adicional generada por el mayor crecimiento. En el evento de una recesión, la regla contempla cláusulas de escape que permiten aumentar el déficit por encima del límite, lo que evitaría contracciones fiscales en periodos de bajo crecimiento.

El registro de la aplicación de esta norma muestra que su cumplimiento ha sido parcial. En periodos de menor crecimiento (2000-2002) el límite al déficit ha sido incumplido, mientras que en periodos de mayor crecimiento (2003 y 2005) el fisco ha incrementado el gasto por encima del límite de la regla. De otro lado, los límites numéricos tanto para el déficit como para el gasto público han cambiado en el tiempo, tal como se aprecia en la Tabla 1.

Tabla 1
Perú: Reglas Macro Fiscales de la Ley de Responsabilidad y Transparencia Fiscal

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
I. REGLAS								
Reglas Generales								
- Déficit Sector Público (% del PBI)	2,0%	1,5%	1,0%	2,0%	1,5%	1,0%	1,0%	1,0%
- % real GNF Gobierno General	2%	2%	2%	3%	3%	3%	3%	
- % real Consumo Gobierno Central								3%
II. EJECUCIÓN								
Reglas Generales								
- Déficit Sector Público (% del PBI)	3,3%	2,5%	2,2%	1,7%	1,0%	0,3%	-2,1%	-3,1%
- % real GNF Gobierno General	1,2%	-4,3%	2,3%	3,0%	2,2%	8,6%	2,4%	6,0%
- % real Consumo Gobierno Central								2,4%

A partir del ejercicio 2007 se ha cambiado también la cobertura de gasto asociada a la regla: se pasó del gasto no financiero del gobierno general al gasto de consumo del gobierno central (remuneraciones más bienes y servicios), y la variación real dejó de medirse con el deflator del PBI empleándose ahora la meta de inflación del BCRP. Como se aprecia en la tabla anterior, ese año cumplió la nueva meta de gasto (el consumo del gobierno creció menos que 3 por ciento real), aunque el crecimiento del gasto no financiero del gobierno general superó ampliamente la meta de 3 por ciento que se venía utilizando hasta entonces.

Al reducir la cobertura institucional y al excluir la inversión del agregado de gasto afecto al límite de crecimiento real, la regla fiscal peruana es ahora conceptualmente similar a una regla de déficit convencional, puesto la mismo no prohíbe incrementar el gasto de capital del sector público hasta que el déficit global alcance la meta de 1 por ciento del PBI⁶. Esto indica la relevancia del análisis de reglas fiscales simples contenido en este artículo.

3. El Modelo

En esta sección se presenta un modelo simple de equilibrio general neoclásico que incorpora gastos y deuda del gobierno. El experimento de política a considerar es el efecto dinámico sobre la varianza del producto de reglas fiscales alternativas basados en una regla de déficit convencional y una regla de déficit estructural.

Seguimos muy de cerca a Baxter y King (1993), quienes incorporan las principales características necesarias para analizar política fiscal en equilibrio general. En dicho modelo la oferta laboral es variable y hay acumulación de capital. Nosotros incorporamos además la acumulación de deuda por parte del gobierno y crecimiento económico por desarrollo tecnológico. Estas variables son importantes para analizar las implicancias de la política fiscal y la dinámica de la deuda pública sobre la volatilidad del producto.

3.1 Preferencias

El agente representativo tiene un horizonte de planeamiento infinito y tiene preferencias sobre las secuencias de consumo, trabajo y gasto público a largo de su vida. Este agente maximiza a lo largo del tiempo su utilidad esperada, que tiene la forma:

$$U = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s u_{t+s} \quad (1)$$

donde el flujo de utilidad de cada periodo es descontado por el factor $\beta < 1$. Además:

$$u_t = \exp(v_t) \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \zeta \frac{N_t^{1+\eta}}{1+\eta} + \Gamma(G_t). \quad (2)$$

⁶ Es decir, con la nueva regla, durante un auge el gobierno ya no cuenta con una restricción a gastar cualquier aumento temporal de ingresos fiscales.

Según (2), la utilidad depende positivamente en bienes de consumo producidos por el sector privado (C_t) y por el sector público (G_t), y negativamente en el trabajo (N_t) y v_t es un choque a las preferencias hacia el consumo privado. Un incremento en v_t indica mayor demanda de bienes de consumo⁷, σ es la inversa de la elasticidad de sustitución intertemporal y η es la inversa de la elasticidad de la oferta de trabajo⁸. Al igual que Baxter y King (1993), incluimos una función no-decreciente γ para capturar los efectos del gasto público en la utilidad de los individuos, por ejemplo el efecto de gastos en defensa. Estos gastos no afectan directamente la producción privada ni las decisiones de consumo de los individuos, debido a que se incluyen en forma aditiva en la función de utilidad.

3.2 Tecnología

La tecnología disponible se resume en una función de producción del tipo Cobb-Douglas con retornos a escala constantes:

$$Y_t = K_{t-1}^\alpha (A_t N_t)^{1-\alpha} \quad (3)$$

donde $0 < \alpha < 1$, Y_t es el producto, N_t es el trabajo, K_{t-1} el capital privado al final del periodo $t-1$, A_t representa el nivel de la tecnología, el cual es exógeno y afecta la productividad del trabajo ("*labor augmenting*")⁹. Se asume que la tecnología esta compuesta por un componente determinístico y por uno exógeno, de la siguiente forma:

$$A_t = \Lambda_t \exp(a_t)$$

donde Λ_t es el componente determinístico que crece a una tasa bruta de $\bar{\gamma} > 1$:

⁷ Se asume que v_t sigue un proceso autorregresivo de primer orden:

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_{v,t}$$

donde $\varepsilon_{v,t}$ es una secuencia de variables aleatorias independientes con distribución $N(0, \sigma_v^2)$.

⁸ En la parametrización necesitamos que $\sigma = 1$ para obtener una senda de crecimiento balanceado, al igual que en King, Plosser y Rebelo (1988a).

⁹ Una condición para que el modelo tenga una senda de crecimiento balanceado es que el progreso técnico sea "labor augmenting".



$$\Lambda_t = \bar{\gamma} \Lambda_{t-1}$$

y a_t es el componente estocástico, el cual sigue un proceso autorregresivo de primer orden:

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_{a,t}$$

donde $\varepsilon_{a,t}$ es una secuencia de variables aleatorias independientes con distribución $N(0, \sigma_a^2)$.

Nótese que en este modelo la tasa bruta de crecimiento de largo plazo es constante e igual a $\bar{\gamma}$.

El capital privado evoluciona de acuerdo a:

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + I_t \quad (4)$$

donde I_t es la inversión bruta y δ es la tasa de depreciación.

3.3 Restricciones presupuestarias

En cada periodo el agente representativo enfrenta la siguiente restricción presupuestaria:

$$C_t + I_t + B_t \leq (1 - \tau) Y_t + T_t + R_t B_{t-1} \quad (5)$$

donde τ denota la tasa impositiva sobre el producto, la cual es fija en el tiempo¹⁰. Esta tasa se puede interpretar también como una tasa uniforme a la renta del capital y del trabajo. Asimismo, T_t son transferencias de suma alzada del gobierno. B_t es el saldo de bonos del agente representativo a fin del periodo t y R_t es la tasa de interés bruta.

De manera similar, la restricción presupuestaria del gobierno es la siguiente:

$$G_t + T_t + R_t D_{t-1} \leq \tau Y_t + D_t \quad (6)$$

donde D_t es el saldo de deuda pública a fin de periodo. El lado izquierdo de la expresión son los usos de fondos, que corresponden al gasto en bienes públicos, el pago de transferencias y pago de

¹⁰ En el modelo asumimos que la tasa impositiva es fija en el tiempo, mientras que el gasto se ajusta cada periodo. Este supuesto se acerca a la observación que las tasas impositivas son cambiadas con menor frecuencia que el nivel de gasto público.



amortización e intereses de la deuda. Las fuentes de fondos son los ingresos por impuestos y la emisión de nueva deuda.

Como la economía es cerrada y los únicos agentes son el consumidor-productor y el gobierno, la posición neta de activos debe ser cero:

$$B_t - D_t = 0. \quad (7)$$

Luego de juntar la restricciones presupuestarias del agente representativo (5) y el gobierno (6) con la de la posición neta de deuda (7), tenemos la restricción total de recursos de la economía:

$$C_t + I_t + G_t \leq Y_t \quad (8)$$

la cual se cumple con igualdad dadas las condiciones de la función de utilidad que garantizan no-saciación en el consumo¹¹.

3.4 Reglas fiscales

En el análisis comparamos los efectos sobre la volatilidad macroeconómica de 2 tipos de reglas fiscales, las cuales toman la forma de reglas de gasto público. Estas reglas se basan en la definición del déficit convencional y en la definición del déficit estructural. La primera considera una medida del déficit considerando la situación actual del producto, mientras que la segunda considera la situación de la economía sobre su senda de crecimiento balanceado. Es decir, el déficit estructural elimina los efectos cíclicos del producto sobre el déficit.

Por simplicidad asumimos (en ambas reglas) que las transferencias se mantienen como proporción constante sobre el producto en la senda de crecimiento balanceado (\bar{Y}_t), y todo el ajuste se da sobre el consumo e inversión públicos G_t , es decir:

$$T_t = \theta_T \bar{Y}_t = \bar{T}_t. \quad (9)$$

La primera regla, la del déficit económico convencional, se define como aquella que condiciona la evolución del gasto público a mantener un ratio de deuda sobre el producto constante. Esta regla tiene la siguiente forma:

¹¹ Ello es así porque la función de utilidad propuesta cumple con $u'(c) > 0$ y $\Gamma'(g) > 0$ para todo c y g .



$$G_t = \tau Y_t - \bar{T}_t - (R_t - \gamma_t) D_{t-1}, \quad (\text{Regla I})$$

donde $\gamma_t \equiv \frac{Y_t}{Y_{t-1}}$ ¹². Esta regla origina que el déficit económico en términos del producto medido de forma convencional se mantenga en equilibrio en todos los periodos, siendo igual a su valor de estado estacionario¹³. Bajo esta regla, un aumento en la recaudación permite un aumento proporcional en el gasto público, mientras que un aumento en los gastos financieros (corregidos por la tasa de crecimiento) implica una reducción en la misma magnitud del gasto público.

Por otro lado, la regla basada en el déficit económico estructural considera un déficit tal que el producto se encuentra sobre su senda de crecimiento balanceado:

$$G_t = \tau \bar{Y}_t - \bar{T}_t - (R_t - \gamma_t) D_{t-1}, \quad (\text{Regla II})$$

Esta regla elimina los efectos cíclicos del producto sobre la recaudación de impuestos. Por ello, un aumento del producto sobre su tendencia origina un aumento en los ingresos sin un incremento en el gasto público, con la consiguiente reducción de la deuda pública. Todo ingreso extraordinario por la recaudación tributaria debido a la fase expansiva del ciclo es ahorrado para cuando el producto se encuentre en su fase recesiva.

Como mostramos en la siguiente sección, bajo esta regla de gasto basada en el déficit económico estructural la deuda pública como porcentaje del PBI no puede tener un valor constante de equilibrio estacionario. Es decir, bajo esta regla la deuda pública sigue un comportamiento explosivo en relación al producto, por lo que ante cualquier choque la razón deuda/PBI puede converger a cero o hacia

¹² Formalmente, si $\frac{D_t}{Y_t} = \frac{D_{t-1}}{Y_{t-1}}$ entonces $D_t = \frac{Y_t}{Y_{t-1}} D_{t-1} = \gamma_t D_{t-1}$. Reemplazando esta expresión en la restricción presupuestaria evaluada con igualdad (ecuación 8), se obtiene la regla de gasto I.

¹³ En la práctica, en algunos países que han llevado una regla de déficit convencional, como en el caso del Perú, han considerado una versión de la regla que mantenga un déficit económico no mayor de una meta en porcentaje del PBI. Esta tiene la siguiente forma:

$$G_t = \tau Y_t - \bar{T}_t - (R_t - 1) D_{t-1} + [\text{Meta de Déficit (\%PBI)}] Y_t$$

La regla I corresponde a una regla de meta de déficit, tal que el ratio de deuda/PBI de estado estacionario y la meta de déficit son consistentes entre si, esto es: Meta de Déficit (%PBI) $\equiv \left(\frac{\gamma_t - 1}{\gamma_t} \right) \frac{\bar{D}}{\bar{Y}}$.

infinito. Una forma de eliminar ese problema es modificar la regla fiscal considerando además ajustes con respecto a los gastos financieros, de la siguiente forma:

$$G_t = (1 - \lambda_y) \tau \bar{Y}_t + \lambda_y \tau Y_t - \left[(1 - \lambda_r) (\bar{R} - \bar{\gamma}) \bar{D}_{t-1} + \lambda_r (R_t - \gamma_t) D_{t-1} \right] \quad (10)$$

donde λ_r controla el ajuste del gasto público a cambios transitorios en el pago de intereses. En el caso $\lambda_r = 0$, el gasto no se ajusta ante cambios transitorios en los pagos de intereses, mientras que un coeficiente $\lambda_r > 1$ indicaría un ajuste en el gasto público más que proporcional a fluctuaciones en el pago de intereses¹⁴. El coeficiente λ_y define el grado de ajuste del gasto público a cambios transitorios en la recaudación. La regla es estructural cuando $\lambda_y = 0$, es decir, el gasto no se ajusta ante cambios cíclicos en el producto, y la regla se encuentra definida sobre el déficit convencional cuando $\lambda_y = 1$. Por otro lado, un coeficiente $\lambda_y > 1$ indicaría un ajuste mayor que 1 ante un cambio transitorio en la recaudación.

3.5 Equilibrio Macroeconómico

Dadas las condiciones iniciales de la economía, resumidas por (K_{t-1}, D_{t-1}) , el equilibrio competitivo esta definido por una secuencia de cantidades y precios consistentes con (3)-(10) y que satisfacen el problema de maximización del agente representativo. Los detalles del proceso de optimización se encuentran en el apéndice. Las condiciones de primer orden son:

i) La condición de primer orden respecto al saldo de bonos nos da la secuencia óptima de consumo, también conocida como la ecuación de Euler:

$$E_t \left[\beta \frac{\exp(v_{t+1}) C_{t+1}^{-\sigma}}{\exp(v_t) C_t^{-\sigma}} R_{t+1} \right] = 1; \quad (11)$$

ii) La condición de primer orden respecto al trabajo presenta la secuencia óptima de trabajo. Esta secuencia satisface que la tasa marginal de sustitución entre trabajo y consumo es igual a la productividad marginal del trabajo neta del pago de impuestos:

¹⁴ Cabe mencionar que una regla con $\lambda_r = 0$ mantiene el déficit primario igual al de estado estacionario, siendo este igual a $(\bar{\gamma} - \bar{R}) \bar{D}_{t-1}$ en todos los periodos.



$$\zeta \exp(-v_t) C_t^\sigma N_t^\eta = (1-\alpha)(1-\tau) \frac{Y_t}{N_t}; \quad (12)$$

iii) La condición de primer orden respecto al capital especifica que la tasa de interés bruta es igual a la productividad marginal del capital:

$$R_t = \alpha(1-\tau) \frac{Y_t}{K_{t-1}} + (1-\delta). \quad (13)$$

3.6 Aproximación log-lineal del modelo

El modelo propuesto es no-lineal. Por eso, para obtener una solución aproximada, se trabajara con una expansión de Taylor de primer orden de las ecuaciones del modelo original de las diferencias de las variables respecto a su valor de estado estacionario determinístico. Ello requiere transformar todas las variables no-estacionarias en estacionarias de modo que el modelo presente un estado estacionario bien definido. Con este fin dividimos todas las variables (con excepción de N_t y R_t) por Λ_t . Las variables transformadas las denotamos con “^”, esto es: $\widehat{X}_t = X_t / \Lambda_t$. Similarmente, el estado estacionario de estas variables transformadas esta definido con $\overline{X} \equiv \overline{X}_t / \Lambda_t$, donde \overline{X}_t corresponde a variables en la senda de crecimiento balanceado. El detalle del estado estacionario del modelo se puede ver en el apéndice.

Procedemos a log-linearizar las ecuaciones del modelo con respecto a las variables estacionarias transformadas \widehat{X}_t . Variables en minúsculas corresponden a la log-linearización de estas variables, por ejemplo $x_t = \log \widehat{X}_t - \log \overline{X}$. El sistema lineal así obtenido esta compuesto por 10 ecuaciones para 8 variables endógenas $\{n_t, y_t, k_t, c_t, i_t, r_t, d_t, g_t\}_{t=0}^\infty$ y 2 variables exógenas (choques) $\{a_t, v_t\}_{t=0}^\infty$. Hemos definido $\theta_x = \overline{X} / \overline{Y}$ como el ratio de la variable X_t con respecto al producto en estado estacionario. La Tabla 2 presenta las ecuaciones que definen las variables endógenas, las variables exógenas se definen por procesos autoregresivos de orden 1.

Tabla 2: Ecuaciones Log-Lineales del Modelo

La función de producción

$$y_t = (1 - \alpha)a_t + \alpha k_{t-1} + (1 - \alpha)n_t \quad (i)$$

La demanda agregada

$$y_t = \theta_c c_t + \theta_g g_t + \theta_i i_t \quad (ii)$$

La demanda por inversión

$$i_t = \frac{\theta_k}{\theta_i} \left[k_t - \left(\frac{1 - \delta}{\gamma} \right) k_{t-1} \right] \quad (iii)$$

La demanda por consumo (ecuación de Euler)

$$c_t - E_t c_{t+1} = -\frac{1}{\sigma} r_{t+1} + (v_t - E_t v_{t+1}) \quad (iv)$$

El equilibrio del mercado de trabajo

$$\sigma c_t + \eta n_t - v_t = y_t - n_t \quad (v)$$

El equilibrio en el mercado de capitales (la tasa de interés)

$$r_t = \left(\frac{\gamma - \beta(1 - \delta)}{\gamma} \right) (y_t - k_{t-1}) \quad (vi)$$

La restricción presupuestaria del gobierno

$$\theta_d \left(d_t - \frac{\bar{R}}{\gamma} d_{t-1} \right) = \theta_g g_t + \theta_d \frac{\bar{R}}{\gamma} r_t - \tau y_t \quad (vii)$$

La regla fiscal

$$\theta_g g_t = \lambda_y \tau y_t - \lambda_r \frac{\theta_d}{\gamma} \left[(\bar{R} - \bar{\gamma}) d_{t-1} + \bar{R} r_t - \bar{\gamma} \widehat{\gamma}_t \right] \quad (viii)$$

donde $\widehat{\gamma}_t = y_t - y_{t-1}$, λ_y y λ_r han sido definidos previamente.

4. Efectos Macroeconómicos de las Reglas Fiscales

En esta sección resolvemos el modelo presentado en la sección previa para las distintas reglas fiscales. En la segunda sub-sección analizamos las condiciones bajo las cuales las reglas fiscales de la sección 3 satisfacen la estabilidad del modelo. En la tercera sub-sección resolvemos el modelo bajo las reglas fiscales alternativas y analizamos sus efectos sobre la dinámica y la volatilidad macroeconómica. Consideramos además una extensión del modelo, en línea con Baxter y King(1993), en la cual introducimos inversión pública y analizamos los efectos cuando la reglas fiscales se basan en ajustar la inversión pública en lugar del gasto corriente.

4.1 Calibración

El objetivo del modelo es analizar los efectos de un cambio de regla fiscal en una economía como la peruana. Por ello se han considerado en la calibración del modelo tanto la composición promedio de la demanda agregada de Perú como la volatilidad de sus componentes. La calibración utilizada y su justificación se presenta en la Tabla 3.



Tabla 3: Calibración

I. Modelo base con Gasto Corriente de Gobierno

A. Preferencias

 $\beta = 0.99$, implica una tasa de interés real de 4% al año

 $\sigma = 1$, requisito para tener senda de crecimiento balanceado, KPR(1988a) .

 $\eta = 1$, estándar en la literatura de ciclos económicos reales

B. Función de Producción

 $\gamma = 1.0125$, implica una tasa de crecimiento anual de 5%, promedio para Perú (1994-2005)

 $\delta = 0.025$, implica una tasa de depreciación anual de 10%

 $\alpha = 0.60$, promedio de estimaciones para Perú (Ver Carranza et.al 2004).

C. Sector Privado

 $\theta_c = 0.71$, promedio Perú 1994-2005

 $\theta_i = 0.16$, consistente con la fracción del consumo y gasto de gobierno

D. Gobierno

 $\tau = 0.18$, promedio presión tributaria Perú 1994-2005

 $\theta_g = 0.13$, promedio Perú 1994-2005

 $\theta_d = 1.4$, consistente con el ratio deuda/PBI anual promedio de 0.35

 $\theta_T = 0.0502$, consistente con el resto de la parametrización.

E. Choques

 $\rho_a = 0.95, \sigma_a = 0.0023, \rho_v = 0.5, \sigma_v = 0.01$

Ajusta volatilidad del modelo base a datos de Perú 1994-2005

II. Modelo con Gasto Inversión Pública (ver apéndice)
 $\alpha^G = 0.15$, tal que $\alpha^G / \alpha = \theta_i^G / \theta_i$
 $\theta_i^G = 0.04$, $\theta_c^G = 0.09$, promedio Perú 1994-2005

 $\lambda_g = 0.58$, consistente con volatilidad relativa consumo/inversión pública

Utilizamos como modelo base la regla de déficit económico convencional, debido a que es la regla más parecida a la que ha seguido el Perú según la "Ley de Responsabilidad y Transparencia Fiscal", y analizamos los efectos macroeconómicos de usar la regla estructural alternativa. La calibración de los choques de demanda y de oferta están hechos para que la volatilidad de los componentes de la demanda agregada del modelo base sea cercana a la observada en el Perú durante 1994-2005. Los resultados de la calibración en el modelo base se presentan en la tabla 4.



Tabla 4: Perú - volatilidad del ciclo
(datos trimestrales 1994-2005)

	Datos *		Modelo Base (Regla I)**	
	Desviación	Volatilidad Relativa	Desviación	Volatilidad Relativa
	Estándar (σ_x)	al PBI (σ_x/σ_y)	Estándar (σ_x)	al PBI (σ_x/σ_y)
Producto Pruto Interno	0.019	1.000	0.019	1.000
Consumo Privado	0.018	0.936	0.019	0.970
Consumo Público	0.031	1.587	0.028	1.444
Inversión Privada	0.076	3.670	0.047	2.424

(*) Fuente: Castillo, Montoro, Tuesta (2006)

(**) Elaboración propia

Como se puede ver en la Tabla 4, la calibración base del modelo permite replicar en forma bastante cercana la volatilidad relativa de las principales variables macroeconómicas de los datos peruanos para el periodo 1994-2005.

4.2 Estabilidad del Modelo

Las reglas fiscales sobre el gasto público presentadas en la sección 3 tienen consecuencias sobre la senda de la deuda pública del modelo. Para poder resolver el modelo es importante que la deuda pública tenga un comportamiento estacionario. Es decir, que no tenga comportamiento explosivo en relación al producto. Si existiera un comportamiento explosivo de la deuda no se estaría cumpliendo la condición de transversalidad del agente representativo, por lo que dichas reglas no serían consistentes con el equilibrio de la economía en el largo plazo.

En esta sub-sección analizamos las condiciones bajo las cuales dichas reglas mantienen la estabilidad del modelo. Estas condiciones son un indicador sobre si las reglas pueden ser implementadas en la práctica, y son importantes pues indican si la deuda pública tiene un comportamiento sostenible en el largo plazo.



La dinámica de la deuda se puede analizar en la siguiente ecuación:

$$\theta_d \left[d_t - \left(1 + (1 - \lambda_r) \left(\frac{\bar{R} - \bar{\gamma}}{\bar{\gamma}} \right) \right) d_{t-1} \right] = - (1 - \lambda_y) \tau y_t + (1 - \lambda_r) \frac{\theta_d}{\bar{\gamma}} \bar{R} r_t + \lambda_r \theta_d \hat{\gamma}_t \quad (14)$$

la cual proviene de reemplazar el gasto de gobierno de la regla fiscal (*viii*) en la restricción presupuestaria del gobierno (*vii*), en sus versiones log-lineales. Esta expresión es una ecuación en diferencia para d_t , en función de las variables y_t y r_t . Una forma sencilla de analizar la estabilidad del modelo es considerar que y_t y r_t en equilibrio no dependen de d_t .

Bajo el supuesto que y_t y r_t no dependen del saldo de deuda, la deuda publica mantiene un patrón estable si:

$$\left| 1 + (1 - \lambda_r) \left(\frac{\bar{R} - \bar{\gamma}}{\bar{\gamma}} \right) \right| < 1,$$

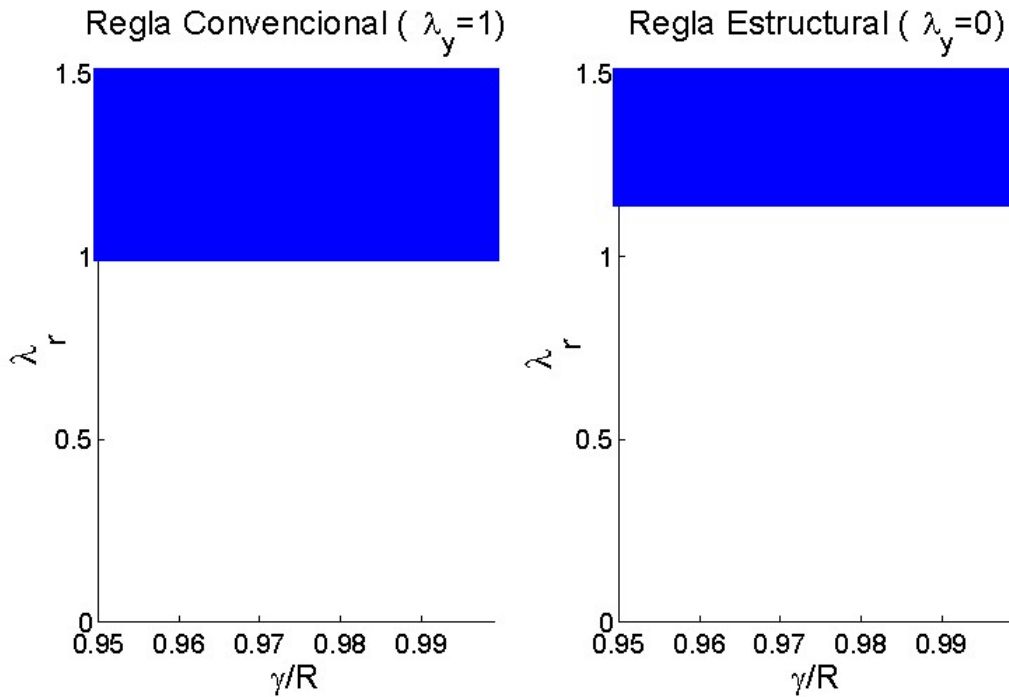
lo cual es cierto cuando $\lambda_r > 1$ si en estado estacionario la tasa de interés es mayor que la tasa de crecimiento ($\bar{R} > \bar{\gamma}$), o en caso contrario cuando $\lambda_r < 1$ si $\bar{R} < \bar{\gamma}$. De esta parte se puede concluir que elementos importantes para la estabilidad de la deuda pública (y del modelo) son los parámetros de política y la relación entre la tasa de crecimiento y la tasa de interés de estado estacionario.

Sin embargo, en el modelo la dinámica de y_t y r_t **si dependen** de la evolución de la deuda (d_t), lo que origina que la estabilidad de la deuda tenga que ser analizada en el contexto de equilibrio general. En el apéndice *B* se detallan las condiciones de estabilidad del modelo y a continuación presentamos resultados numéricos de aquellas condiciones.

La Figura 1 muestra el área de estabilidad del modelo para el caso de una regla basada en el déficit convencional y otra en el déficit estructural. El área oscura muestra combinaciones de parámetros $\bar{\gamma}/\bar{R}$ y λ_r tal que el equilibrio es estable^{15 16}.

¹⁵ El equilibrio es estable cuando las raíces características relacionadas al capital y a la deuda son menores que 1.

¹⁶ Nótese que en el modelo el ratio $\frac{\bar{\gamma}}{\bar{R}}$ es igual al factor de descuento $\beta < 1$.



La figura muestra que cuando la tasa de crecimiento es menor que la tasa de interés de estado estacionario, la regla de déficit convencional es estable para $\lambda_r \geq 1$. Sin embargo, en el caso de una regla estructural es necesario un ajuste mayor que uno ($\lambda_r > \bar{\lambda}_r > 1$). Es decir, cuando en el estado estacionario la tasa de crecimiento es menor que la tasa de interés, es necesario que el ajuste mayor que 1 del gasto a los intereses de la deuda, bajo ambas reglas basadas en el déficit convencional y el estructural.

Bajo una regla estructural, las fluctuaciones temporales en la recaudación generan ahorros (o desahorros) temporales de recursos, lo cual permiten que se desacumule (o se acumule) deuda demasiado rápido¹⁷. La recomendación es incluir un ajuste sobre la evolución de los gastos financieros mayor que uno para que se establezca el ratio de deuda respecto al producto. En la práctica podemos racionalizar ambas reglas en una regla tipo "Taylor" para el gasto público, en donde las desviaciones del gasto público sobre la senda de crecimiento balanceado siguen:

$$\theta_g g_t = \lambda_y \tau y_t - \lambda_r \frac{\theta_d}{\gamma} \left[(\bar{R} - \bar{\gamma}) d_{t-1} + \bar{R} r_t - \bar{\gamma} \hat{\gamma}_t \right] \quad (15)$$

¹⁷ Lo cual generaría que la deuda converja a cero (o infinito) en un horizonte largo de tiempo.



donde λ_y indica el ajuste del gasto público respecto a la recaudación y λ_r respecto a los gastos financieros. En este caso, el principio de "Taylor" para la política fiscal sería: $\lambda_r \geq \bar{\lambda}_r \geq 1$, lo cual se debe cumplir con estricta desigualdad para el caso de una regla estructural.

4.3 Efectos en el Ciclo Económico

La Tabla 5 muestra los resultados de la volatilidad relativa del producto y sus componentes de aplicar una regla estructural respecto a una regla de déficit económico convencional. Las reglas de déficit estructural han sido calibradas para distintos valores de λ_r . Los resultados muestran que las reglas de déficit estructural producen una menor volatilidad en el producto que las reglas de déficit convencional. Además, el ajuste por gastos financieros produce una reducción aún mayor en la volatilidad del producto.

Tabla 5: Simulación

Volatilidad Relativa Regla Estructural / Regla Convencional	$\lambda_r = 1.15$ $\lambda_r = 1.20$ $\lambda_r = 1.25$		
Producto Bruto Interno	0.89	0.85	0.83
Consumo Privado	1.11	1.07	1.04
Consumo Público	2.16	1.76	2.41
Inversión Privada	1.03	1.11	1.28

Los efectos de una regla de déficit estructural se pueden ver también por los componentes de la demanda agregada. En este modelo la volatilidad del consumo y la inversión aumentan, lo cual proviene del supuesto de una economía cerrada. Con una regla estructural la deuda pública se vuelve más volátil, pues se acumulan los cambios en la recaudación debido a las fluctuaciones cíclicas del producto. En una expansión el sector público ahorra y en una recesión desahorra. Esto origina que el ahorro privado sea más volátil, por lo que el consumo y la inversión se hacen a su vez más volátiles. Este efecto sobre el consumo se eliminaría al considerar una economía abierta con integración financiera, pues en este caso la volatilidad de la deuda pública generaría mayor volatilidad en el ahorro de la cuenta corriente, disminuyendo la volatilidad del consumo.

Las reglas basadas en el déficit estructural reducen la volatilidad del producto porque la política fiscal se vuelve anti-cíclica. Por un lado, al estar la regla basada en el producto en su senda de crecimiento balanceado, el gasto público no varía ante cambios en la recaudación por el ciclo económico. Además, la recaudación de impuestos al ser proporcional al producto realiza su función de estabilizador

automático, lo que disminuye la volatilidad del producto. En contraste, en una regla de déficit convencional una expansión del producto aumenta el límite del gasto, reduciendo el poder anti-cíclico de los impuestos, lo cual puede generar que la política fiscal sea inclusive pro-cíclica. Como se puede ver en la tabla 5, la correlación del déficit primario cambia de ser positiva en la regla de déficit convencional a ser negativa en una regla estructural. Este efecto es originado por el cambio en la correlación del gasto público, que produce en la regla estructural un comportamiento anti-cíclico del gasto público.

Tabla 6: Simulación de correlación con el producto

	Regla I	Regla II ($\lambda_r = 1.5$)
	(Déficit económico convencional)	(Déficit económico estructural)
Déficit primario	0.25	-0.29
Consumo privado	0.86	0.85
Consumo público	0.99	-0.20
Inversión privada	0.52	0.20

5. Agenda de Investigación

Este estudio ha mostrado algunas ventajas de una regla estructural respecto a una regla basada en el resultado económico convencional. No obstante, el análisis se ha limitado a una economía cerrada sin política monetaria ni imperfecciones de mercado. Por ello es importante extender el modelo para considerar:

- Economía abierta. Es necesario incorporar el impacto de choques en términos de intercambio, así como choques en la tasa de interés internacional.
- Política monetaria. Es necesario incorporar la interrelación de las reglas fiscales consideradas con reglas de política monetaria. Con este fin el modelo debe ampliarse para considerar agentes formadores de precios (competencia monopolística) y alguna forma de rigidez nominal que de cabida a impactos reales ante choques en la política monetaria.
- Consumidores no optimizadores. Una crítica a los modelos neoclásicos es que los datos parecen apoyar la idea que ante choques fiscales no esperados el consumo privado aumenta. El modelo neoclásico utilizado predice que el consumo cae ante un choque de gasto público debido al efecto riqueza negativo que afecta a los agentes. Sin embargo, el modelo puede



ampliarse para considerar agentes con restricciones de liquidez que ajustan su consumo de acuerdo a los ingresos de cada periodo, por lo que no pueden suavizar la senda de su consumo. Esta modificación permitiría que en el modelo, al aumentar el PBI luego de un choque fiscal, la fracción del consumo privado correspondiente a esta clase de consumidores aumente lo que haría que la respuesta agregada del consumo sea menos negativa (y eventualmente, positiva) ante un choque fiscal.

- d) Gasto público útil. En el modelo utilizado en este estudio el gasto público afecta las decisiones del sector privado en forma indirecta a través de la restricción presupuestal. En un modelo más realista el gasto del gobierno puede afectar la utilidad marginal del consumo y/o la productividad de los factores. El apéndice A.4 discute brevemente una versión ampliada del modelo que considera capital público. No obstante el análisis completo de este tema excede el objetivo del presente trabajo.

Esperamos que el resultado principal del estudio, que una regla estructural reduce la volatilidad del PBI sea robusto a estas modificaciones del modelo debido principalmente a que el resultado se basa en la menor varianza de una de los componentes de la demanda agregada (el gasto del gobierno) lo que no cambiaría de incorporarse rigideces nominales, inflación y comercio internacional.

6. Conclusiones y Recomendaciones de Política

En este trabajo se ha analizado, en un modelo neoclásico simple ampliado con variables de política fiscal, el impacto de reglas fiscales alternativas sobre la volatilidad de la economía. Estas reglas consisten en fijar metas al déficit en su versión convencional o estructural. Este ejercicio indica que:

- a) Las reglas con metas estructurales implican una menor varianza del PBI que las reglas con metas de déficit convencional.
- b) La volatilidad de la deuda pública aumenta con reglas estructurales, respecto a las reglas con metas al resultado convencional. Ello es así porque con una regla estructural los choques en el PBI ya no se trasladan al gasto público, por lo que tanto la varianza del déficit y de la deuda publica aumentan.
- c) Aumenta la volatilidad de la inversión privada y del consumo privado. La mayor varianza del consumo es reflejo del resultado anterior: con una regla estructural aumenta la varianza de la deuda, lo que implica que debe aumentar la volatilidad del ahorro privado en la economía cerrada analizada. Esta mayor volatilidad del ahorro implica una mayor varianza para el consumo privado.



La reducción en la varianza del PBI está asociada al hecho que con una regla estructural el resultado fiscal se torna claramente procíclico (aumenta en los auges y se reduce en las recesiones) lo que indica que con esta regla operan los estabilizadores automáticos presentes en el sistema fiscal (en el modelo, la tasa proporcional de impuestos sobre los ingresos). Esto permite concluir que la regla estructural dota al manejo fiscal de un elemento contracíclico que está ausente en el caso de una regla basada en el resultado convencional.

Los resultados de este trabajo apoyan la idea que las reglas fiscales basadas en el resultado ajustado por el ciclo (déficit estructural) pueden, en principio, ser superiores a reglas basadas en medidas convencionales del déficit fiscal, tanto en términos de la volatilidad macroeconómica como por la eliminación del sesgo procíclico en el manejo de las finanzas públicas. No obstante, los problemas para que una regla estructural pueda ser implementada en la práctica pueden ser importantes, ya que dicha regla se basaría en magnitudes no observables como la brecha del PBI, la que tendría que ser estimada en tiempo real, y de parámetros cuya estimación estará sujeta a incertidumbre (elasticidad de los ingresos y gastos fiscales respecto del ciclo y de los términos de intercambio, en el caso de una economía abierta) lo que indica que un criterio de prudencia podría sugerir emplear la regla estructural como una guía para establecer resultados observables ex-ante a los cuales se comprometería el fisco, de modo que sea fácil que los agentes evalúen ex-post el cumplimiento de los mismos. El análisis formal de las implicancias de estos problemas se encuentra fuera del alcance de este trabajo.

Asimismo, como se muestra en el modelo, existen problemas de estabilidad de la deuda pública ante la aplicación de una regla estructural. Si los choques son muy persistentes, la aplicación de una regla estructural puede hacer que el saldo de la deuda pública crezca o se reduzca demasiado rápido, lo cual puede ser perjudicial para la sostenibilidad de la misma. Para evitar este efecto, es necesario considerar modificaciones a la regla fiscal estructural, como por ejemplo hacer ajustes a los topes de gasto no financieros según la evolución de los gastos financieros¹⁸.

¹⁸ Más precisamente, incrementar (reducir) el tope del gasto no financiero cuando los gastos financieros se reducen (incrementan).



Referencias

- Baxter, M. King, R.**(1993), “Fiscal Policy in general Equilibrium”, *American Economic Review* Vol. 83 Nr 3, 315-334.
- Benigno, Pierpaolo and Michael Woodford** (2003), “Optimal Monetary Policy and Fiscal Policy”, *NBER Macroeconomic Annual*, Cambridge, MA: MIT Press
- Carranza, E., J.Fernández-Baca y E. Morón** (2004), "Perú: Markets, Government and the Sources of Growth", Universidad del Pacífico, mimeo.
- Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta** (2006), "Hechos Estilizados de la Economía Peruana", *Revista de Estudios Económicos N° 14*, Banco Central de Reserva del Perú.
- Chari, V., Christiano L. y P. Kehoe** (1994), “Optimal Fiscal Policy in a Business Cycle Model”, *Journal of political Economy* Vol. 102 Nr. 4.
- Drazen, A.** (2004), “Fiscal Rules from a political economy perspective”. En George Kopits (Ed.) Rules Based Fiscal Policy in Emerging Markets, Washington. IMF.
- Galí, J.**(1994), “Government Size and Macroeconomic Stability”. *European Economic Review* Vol 3, 117-132.
- Guo, J., y S. Harrison** (2004), “Balance Budget Rules and Macroeconomic (In)Stability”, *Journal of Economic Theory* Vol 119, 357-363.
- Ludvigson, S.**(1996), “The Macroeconomic Effects of Government Debt in a Stochastic Growth Model”, *Journal of Monetary Economics* Vol. 38 Nr 1, 25-45.
- King, R., Ch. Plosser y S. Rebelo** (1988a), “Production, Growth and the Bussiness Cycle: I. The Basic Neoclassical Model”, *Journal of Monetary Economics* 21, 309-401.
- King, R., Ch. Plosser y S. Rebelo** (1988b), “Production, Growth and the Bussiness Cycle: II New Directions”, *Journal of Monetary Economics* 21, 309-401.
- Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe** (2005), "Optimal Fiscal and Monetary Policy in a Medium-Scale Macroeconomic Model". *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press: Cambridge MA, 383-425.
- Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe** (2006), “Optimal Simple and Implementable Monetary and Fiscal Rules”, *Journal of Monetary Economics*.
- Woodford, M.** (2003), Interest & Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy, Princeton University Press.

Apéndice A: Ecuaciones del modelo

A.1 Problema de optimización

En este modelo el consumidor-productor elige secuencias de consumo, trabajo y acumulación de activos (capital y deuda pública) consistentes con la restricción presupuestal (5) y la tecnología (3) con el objetivo de maximizar el valor presente descontado (con el factor $\beta < 1$) de la utilidad obtenida durante el periodo de planeación (infinito). En este proceso de optimización, el consumidor-productor toma como datos tanto al gasto del gobierno como a las transferencias y la tasa impositiva, y cuenta con valores iniciales (positivos) del acervo de capital y de deuda pública. Formalmente:

$$\begin{aligned} & \underset{C_t, N_t, K_{t+1}, D_{t+1}}{\text{Max}} \quad E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^{t+s} U(C_{t+s}, N_{t+s}), \\ & \text{sujeto a} \\ & C_t + K_t + D_t = (1 - \delta)K_{t-1} + R_t D_{t-1} + (1 - \tau)Y_t + T_t, \\ & Y_t = K_{t-1}^{\alpha} (A_t N_t)^{1-\alpha}, \\ & K_{t-1}, D_{t-1} > 0 \text{ dados.} \end{aligned}$$

Si se denota por λ_t al multiplicador de Lagrange de la restricción presupuestal, las condiciones de primer orden (CPO) de este problema de optimización son las siguientes:

para el consumo:

$$\lambda_t = \beta^t C_t^{-\sigma};$$

para el trabajo:

$$\lambda_t = \frac{\beta^t \theta N_t^{\eta}}{(1 - \tau)(1 - \alpha) \frac{Y_t}{N_t}};$$

para el acervo de capital:

$$\lambda_t = \beta E_t \left[\lambda_{t+1} \left((1 - \tau_{t+1}) \alpha \frac{Y_{t+1}}{K_t} + (1 - \delta) \right) \right];$$

para la deuda pública:

$$\lambda_t = \beta E_t [\lambda_{t+1} (R_{t+1})]$$



La caracterización del comportamiento del consumidor productor se completa con las condiciones de transversalidad relevantes para la deuda y el acervo de capital.

Las CPO para el acervo de capital y la deuda del gobierno implican la condición de arbitraje siguiente:

$$R_{t+1} = (1 - \tau)\alpha \frac{Y_{t+1}}{K_t} + (1 - \delta),$$

que indica que el retorno sobre la deuda pública debe ser similar al retorno sobre el capital. Asimismo, la CPO para el consumo y el capital implican la Ecuación de Euler:

$$C_t^{-\sigma} = \beta E_t [C_{t+1}^{-\sigma} (R_{t+1})],$$

mientras que las CPO del consumo y el trabajo implican:

$$(1 - \tau)(1 - \alpha) \frac{Y_t}{C_t^\sigma N_t} = \theta N_t^\eta.$$

A.2 Sistema de ecuaciones no-lineal

El sistema de ecuaciones para las 8 variables endógenas $\{N_t, Y_t, K_t, C_t, I_t, R_t, D_t, G_t\}_{t=0}^{\infty}$ que sirve para hallar el equilibrio general presentado en la Tabla A.1.

Tabla A1: Ecuaciones del Modelo

La función de producción	$Y_t = K_{t-1}^\alpha (A_t N_t)^{1-\alpha}$	(A.i)
La demanda agregada	$Y_t = C_t + G_t + I_t$	(A.ii)
La demanda por inversión	$I_t = K_t - (1 - \delta) K_{t-1}$	(A.iii)
La demanda por consumo (ecuación de Euler)	$E_t \left[\beta \frac{\exp(v_{t+1}) C_{t+1}^{-\sigma}}{\exp(v_t) C_t^{-\sigma}} R_{t+1} \right] = 1$	(A.iv)
El equilibrio del mercado de trabajo	$\zeta \exp(-v_t) C_t^\sigma N_t^\eta = (1 - \alpha)(1 - \tau) \frac{Y_t}{N_t}$	(A.v)
El equilibrio en el mercado de capitales (la tasa de interés)	$R_t = \alpha(1 - \tau) \frac{Y_t}{K_{t-1}} + (1 - \delta)$	(A.vi)
La restricción presupuestaria del gobierno	$D_t - R_t D_{t-1} = G_t + \bar{T}_t - \tau Y_t$	(A.vii)
La regla fiscal	$G_t = (1 - \lambda_y) \tau \bar{Y}_t + \lambda_y \tau Y_t - \left[(1 - \lambda_r) (\bar{R} - \bar{\gamma}) \bar{D}_{t-1} + \lambda_r (R_t - \gamma_t) D_{t-1} \right]$	(A.viii)



Este sistema de 8 ecuaciones no lineales es el que corresponde a las ecuaciones en su forma log-lineal de la sección 3.6. La log-linearización se hace en el estado estacionario de las variables en su senda de crecimiento balanceado.

A.3 Estado estacionario

En el estado estacionario, bajo la ausencia de choques, las variables endógenas en su versión estacionaria son constantes: $\hat{X}_t = \bar{X}, N_t = \bar{N}$ y $R_t = \bar{R}$. El estado estacionario se define de reemplazar estas variables en el sistema de la sub-sección previa. Definimos además los ratios: $\theta_x = \bar{X} / \bar{Y}$, los cuales satisfacen:

$$\begin{aligned} 1 &= \theta_c + \theta_g + \theta_i, \\ \theta_i &= \theta_k (1 - (1 - \delta) / \gamma), \\ \theta_d &= \frac{\tau - \theta_g - \theta_r}{(\bar{R} - \gamma) / \gamma}, \\ \bar{R} &= \bar{\gamma} / \beta. \end{aligned}$$

A.4 El modelo con Capital Público

Es posible modificar el modelo para incluir inversión en capital público, el cual es usado en la producción de bienes finales. La nueva función de producción es:

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t N_t)^{1-\alpha} (K_t^G)^{\alpha_G},$$

la cual tiene retornos a escalas constantes en los insumos privados, y retornos a escala decrecientes en el capital público (K_t^G), esto es $0 < \alpha_G < 1$.

Definimos la inversión pública como:

$$I_t^G = K_t^G - (1 - \delta) K_{t-1}^G,$$

Definimos el gasto público como la suma de consumo público (gasto corriente) e inversión (gasto de capital):

$$G_t = C_t^G + I_t^G,$$



donde el consumo público se encuentra en la función de utilidad de los individuos:

$$u_t = \exp(v_t) \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \zeta \frac{N_t^{1+\eta}}{1+\eta} + \Gamma(C_t^G).$$

La regla fiscal sigue siendo sobre el gasto público total, pero éste se puede ajustar mediante el consumo o la inversión pública. Por ello se asume que una proporción λ_k del ajuste del gasto se hace con inversión y el resto $(1 - \lambda_k)$ se hace con el consumo público. Es decir:

$$\begin{aligned} C_t^G &= (1 - \lambda_k) G_t, \\ I_t^G &= \lambda_k G_t. \end{aligned}$$

Un modelo de este tipo podría utilizarse para evaluar el impacto de cambios en la composición del gasto del gobierno sobre la volatilidad del producto.

A.4.1 Modelo log-lineal con inversión pública

El nuevo modelo con inversión pública tiene las siguientes ecuaciones en forma log-lineal para las 11 variables endógenas $\{n_t, y_t, k_t, k_t^G, c_t, c_t^G, i_t, i_t^G, r_t, d_t, g_t\}_{t=0}^{\infty}$.

La función de producción es ahora:

$$y_t = (1 - \alpha) a_t + \alpha k_{t-1} + (1 - \alpha) n_t + \alpha_G k_{t-1}^G. \quad (\text{A.1})$$

El resto de ecuaciones son las mismas, salvo la inclusión de la demanda por inversión pública:

$$i_t^G = \frac{\theta_i^G}{\theta_k^G} [k_t^G - (1 - \delta) k_{t-1}^G] \quad (\text{A.2})$$

Y las relaciones de ajuste del consumo e inversión pública:

$$c_t^G = \frac{\theta_g}{\theta_c^G} (1 - \lambda_k) g_t \quad (\text{A.3})$$

$$k_t^G = \frac{\theta_g}{\theta_k^G} \lambda_k g_t \quad (\text{A.4})$$

Apéndice B: La dinámica del capital y la deuda

Reemplazamos la ecuación del equilibrio del mercado de trabajo (ecuación v) en la función de producción (ecuación i) y resolvemos para y_t :

$$y_t = \phi_k k_{t-1} + \phi_c c_t, \quad (\text{B.1})$$

donde $\phi_k = \frac{\alpha(1+\eta)}{\eta+\alpha}$ y $\phi_c = -\frac{\sigma(1-\alpha)}{\eta+\alpha}$

Reemplazamos la regla fiscal (ecuación $viii$), la demanda por inversión (ecuación ii) y (B.1) en la ecuación de la demanda agregada:

$$k_t = aa_1 c_t + aa_2 k_{t-1} + aa_3 d_{t-1} \quad (\text{B.2})$$

donde: $cc_1 = [\phi_c(1 - \lambda_y \tau - \lambda_r \frac{\psi}{\gamma} \theta_d) - \theta_c] / \theta_k$, $aa_2 = [\phi_k(1 - \lambda_y \tau) - (1 - \phi_k) \lambda_r \frac{\psi}{\gamma} \theta_d + \frac{1-\delta}{\gamma}] // \theta_k$,
 $aa_3 = \lambda_r \frac{\psi}{\gamma} \theta_d (\bar{R} - \bar{\gamma})$

Similarmente, reemplazamos la regla fiscal (ecuación $viii$), la tasa de interés (ecuación vi) y (B.1) en la restricción presupuestaria del gobierno:

$$d_t = bb_1 c_t + bb_2 k_{t-1} + bb_3 d_{t-1}, \quad (\text{B.3})$$

donde: $bb_1 = -\left(\left(1 - \lambda_y\right)\tau - \left(1 - \lambda_r\right)\frac{\psi}{\gamma}\right)\phi_c$, $bb_2 = -\left(\left(1 - \lambda_y\right)\frac{\tau\phi_k}{\theta_d} + \left(1 - \lambda_r\right)\frac{\theta_d}{\gamma}(\phi_k - 1)\right)$,
 $bb_3 = 1 + \left(1 - \lambda_r\right)\left(\frac{\bar{R}}{\gamma} - 1\right)$

Finalmente, reemplazamos la tasa de interés (ecuación vi) y (B.2) en la demanda por consumo (ecuación iv):

$$c_t = cc_1 E_t c_{t+1} + cc_2 k_t \quad (\text{B.4})$$

donde: $cc_1 = 1 - \frac{\psi}{\sigma} \phi_c$ y $cc_2 = (1 - \phi_k) \frac{\psi}{\sigma}$

Las ecuaciones (B.2)-(B.4) forman un sistema de tres ecuaciones en diferencias para $\{c_t, k_t, d_t\}$. La solución del sistema es función de las variables predeterminadas $\{k_{t-1}, d_{t-1}\}$. Si asumimos la solución del consumo de la forma:



$$c_t = \varphi_k k_{t-1} + \varphi_d d_{t-1} \quad (\text{B.5})$$

entonces el sistema se puede reducir a dos ecuaciones:

$$\begin{bmatrix} k_t \\ d_t \end{bmatrix} = F \begin{bmatrix} k_{t-1} \\ d_{t-1} \end{bmatrix} \quad (\text{B.6})$$

donde los elementos de la matriz F son:

$$\begin{aligned} F_{11} &= \varphi_k a a_1 + a a_2 & F_{12} &= \varphi_d a a_1 + a a_3 \\ F_{21} &= \varphi_k b b_1 + b b_2 & F_{22} &= \varphi_d b b_1 + b b_3 \end{aligned} \quad (\text{B.7})$$

Para resolver φ_k y φ_d reemplazamos las ecuaciones (B.2) y (B.3) en (B.5):

$$\varphi_k k_{t-1} + \varphi_d d_{t-1} = c c_1 \left[\varphi_k (F_{11} k_{t-1} + F_{12} d_{t-1}) + \varphi_d (F_{21} k_{t-1} + F_{22} d_{t-1}) \right] + c c_2 (F_{11} k_{t-1} + F_{12} d_{t-1}) \quad (\text{B.8})$$

Aplicamos el método de coeficientes indeterminados a (B.8), y los coeficientes φ_k y φ_d deben satisfacer:

$$\varphi_k = c c_1 [\varphi_k F_{11} + \varphi_d F_{21}] + c c_2 F_{11}$$

y

$$\varphi_d = c c_1 [\varphi_k F_{12} + \varphi_d F_{22}] + c c_2 F_{12}$$

que es un sistema de ecuaciones no-lineal en φ_k y φ_d . Se resuelve para φ_k y φ_d y se reemplaza en (B.7), con lo que se obtiene la matriz F en función de los parámetros profundos del modelo.



Estabilidad

El sistema es estable si las dos raíces características de la matriz F tienen modulo menor a la unidad. Siguiendo a Woodford (2003), demostramos que esto se cumple si se satisfacen las tres condiciones siguientes:

$$\begin{aligned}\det F &< 1 \\ \det F - trF &> -1 \\ \det F + trF &> -1\end{aligned}$$

donde $\det F$ y trF son el determinante y la traza de la matriz F , respectivamente.

Estas condiciones se evalúan en forma numérica para las distintas combinaciones de parámetros λ_y, λ_r y $\bar{\gamma}/\bar{R}$, tal como se muestra en la sección 4.