

SHOCKS DE OFERTA PERSISTENTES: ¿UN DOLOR DE CABEZA PARA LOS BANCOS CENTRALES?

Felipe Morandé L.*
Mauricio Tejada G.**

I. INTRODUCCIÓN

En los años 2007 y 2008, la economía chilena experimentó severos *shocks* de costos, los que resultaron ser más persistentes de lo que se pensaba cuando se iniciaron. Las fuentes fueron variadas. A nivel mundial, la mayor gravitación de economías emergentes en los mercados internacionales, como fue el caso de China, cambió los precios relativos. En particular, los precios de los productos manufacturados tendieron a caer, mientras que los de las materias primas se incrementaron de manera importante. Un caso específico fue el petróleo, cuya mayor demanda, sumada a una oferta operando a plena capacidad y a mercados altamente especulativos, llevó sus precios desde valores cercanos a 30 dólares el barril a principios de la década, a cifras que superaron los 140 dólares en su punto más alto (junio 2008). Además, y en relación con lo anterior, la búsqueda de fuentes energéticas alternativas como los biocombustibles llevó los precios de los alimentos (principalmente los granos) a niveles impensados unos años atrás.¹

Las tendencias financieras mundiales también contribuyeron a la escalada de precios de las materias primas. En efecto, la depreciación efectiva del dólar incrementó, por un lado, el poder de compra de los países productores de petróleo y otras materias primas (y, por tanto, su demanda) y, por el otro, los costos de los insumos en otras monedas. En el plano interno, en tanto, los constantes recortes a los envíos de gas desde Argentina y los déficits recurrentes de agua embalsada aumentaron de manera importante los costos de generación eléctrica y con ello los precios de la energía. A lo anterior se sumaron factores climáticos, como sequías, que afectaron los precios de los productos agrícolas en el país.

Como resultado, la tasa de inflación anual del IPC se incrementó persistentemente desde cerca de 3% a principios del 2007 a más de 9% hacia junio del 2008 (y se mantuvo en esos niveles hasta fines de ese año). Con esto, la inflación se alejó mucho de la meta establecida por el Banco Central (3%) y se mantuvo por encima del techo del rango de tolerancia (+/- 1%) por un período considerable. Claramente, y en línea con lo ya comentado, las principales incidencias en estos eventos las tuvieron los precios de los combustibles, de la energía y de los alimentos.² Si a lo anterior sumamos que en el primer semestre del 2008 el crecimiento real de la demanda interna fue muy pronunciado, no hay duda de que el escenario se tornó bastante complicado para la política monetaria.

Durante el año 2008, el Banco Central retiró sólo muy gradualmente el estímulo monetario heredado de años anteriores, bajo la premisa de que los *shocks* de costos se iban a disipar, e incluso hizo pausas en dicho proceso en varias ocasiones. No obstante, los *shocks* persistieron y la tasa de inflación continuó creciendo, poniendo en peligro la credibilidad de la autoridad monetaria. Céspedes y Soto (2007) señalan que, desde el establecimiento del esquema de metas de inflación para el manejo de la política monetaria en Chile, a principios de los noventa, el Banco Central ha ganado una alta credibilidad, la que ha traído un mayor grado de rigidez nominal y un menor grado de indización a la inflación pasada por parte de los agentes económicos (en particular los fijadores de precios). Pero esto podría haber estado en peligro el 2008. No fue sino hasta mediados del

* Decano, Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile. E-mail: fmorande@fen.uchile.cl.

** Investigador Asociado, Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Chile. Email: mtejada@fen.uchile.cl.

¹ Esto hizo pasar al primer plano el debate mundial sobre un posible conflicto entre alimentos y combustibles.

² En el mismo período, el IPC de combustibles y energía alcanzó tasas de crecimiento en doce meses cercanas a 20%, en tanto el asociado a alimentos incluso superó el 30%.

2008 que el Banco Central empezó a incrementar agresivamente la tasa de interés (en 50 puntos base en cada reunión posterior), aunque el escenario cambió radicalmente después del feroz ajuste en los precios de las materias primas que siguió a la quiebra de Lehman Brothers y de la correspondiente y sustancial contracción económica que sufrió el mundo en el cuarto trimestre del 2008.

Dado el contexto antes descrito, surge la interrogante de cuáles son las implicaciones sobre las principales variables macroeconómicas, esto es, la tasa de inflación, la brecha del producto, la tasa de interés y el tipo de cambio, de los *shocks* de oferta que se tornan más persistentes. El análisis y cuantificación de dichas implicaciones, aislando todos los demás *shocks* de la economía, es justamente el objetivo de este artículo. Para ello, nos concentramos en la persistencia y la volatilidad de este conjunto de variables, así como en el lapso de tiempo que demora la inflación en retornar a la meta una vez que el *shock* de oferta ha ocurrido (horizonte implícito). Como aspecto novedoso respecto de la literatura, estimamos y simulamos un modelo neokeynesiano simple para economía abierta que está formado por cuatro ecuaciones: una demanda agregada, una oferta agregada, la condición de paridad descubierta de tasas de interés y una regla de política monetaria. En la especificación del modelo suponemos que los *shocks* asociados a cada una de estas ecuaciones siguen un proceso autorregresivo de primer orden, lo cual se justifica, primero, por ganancias en términos del ajuste del modelo a los datos y, segundo, porque nos permite estudiar el rol del coeficiente autorregresivo de los *shocks* de oferta (su persistencia). La ventaja de estimar el modelo en lugar de calibrarlo es que nos permite conocer algunos parámetros claves de la economía implícitos en los datos. Utilizando el modelo descrito realizamos tres ejercicios de simulación. En el primero simulamos el modelo para cada posible valor del coeficiente autorregresivo de los *shocks* de oferta. En un segundo ejercicio agregamos un elemento adicional de persistencia y nos preguntamos cuál es el rol del componente de indización de los agentes en cuanto a propagar la persistencia desde los *shocks* de oferta hacia la inflación. Finalmente, en el tercer grupo de ejercicios analizamos las implicaciones bajo política monetaria

óptima, suponiendo para ello distintos tipos de banco central en función de sus preferencias. En este último ejercicio, prescindimos de la regla de política monetaria estimada y suponemos que el banco central minimiza una función de pérdida cuadrática sujeto a las restricciones que le impone el comportamiento de la economía.

Encontramos que *shocks* de oferta más persistentes llevan a que las principales variables macroeconómicas muestren una mayor inercia (como era de esperar), pero también conducen a una mayor volatilidad, lo cual a su vez lleva a que el desequilibrio generado por un *shock* de este tipo demore más tiempo en desaparecer. Más aún, mientras mayor sea el coeficiente autorregresivo de los *shocks* de oferta, mayor será el efecto sobre la persistencia, la volatilidad y la duración del desequilibrio ante cambios marginales en este (relaciones no lineales). Además, encontramos que efectivamente un mayor grado de indización puede, por un lado, exacerbar el impacto de la persistencia en los *shocks* de oferta sobre la persistencia y la volatilidad de las variables incrementando con ello el horizonte implícito; y, por otro, modificar las implicaciones haciendo que las relaciones entre estas sean diferentes (en algunos casos lineal y en otros no lineal). Por último, encontramos que los comportamientos de la persistencia y volatilidad de la inflación, el producto y la tasa de interés bajo un esquema de metas de inflación flexible, esto es, cuando el banco central le da alguna ponderación a la brecha del producto en su función de pérdida, son similares a los hallados utilizando la regla de política estimada para el Banco Central de Chile, lo cual sugiere que la autoridad monetaria siguió este esquema de metas de inflación en lugar de uno estricto.

El artículo está organizado como sigue. En la sección II presentamos la especificación del modelo y una breve discusión de la estrategia utilizada para estimarlo y las razones por las que elegimos dicha estrategia. La sección III se divide en cuatro partes: En la primera presentamos los resultados de la estimación y caracterizamos el escenario base y en las tres siguientes reportamos los resultados de los ejercicios de simulación. La sección IV entrega algunos comentarios finales.

II. EL MODELO Y LA ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN

Para analizar las implicaciones macroeconómicas de *shocks* de oferta persistentes, utilizamos un modelo nekeynesiano simple para economía abierta. En particular, la especificación utilizada es similar a las desarrolladas y/o utilizadas por Buncic y Melecky (2008), Monacelli (2003), Bergin (2003), Clarida et al. (2002, 2001), McCallum y Nelson (2000), Obstfeld y Rogoff (2000) o Svensson (2000), la misma que incorpora tanto componentes prospectivos para capturar el rol de las expectativas, como retrospectivos³ que controlan por persistencia endógena en el modelo.⁴ Este consta de cuatro ecuaciones: una demanda agregada o curva IS; una oferta agregada o curva de Phillips; la condición de paridad descubierta de tasas de interés (PDT) y, finalmente, una regla de política monetaria. Es importante destacar que todas las ecuaciones están expresadas en desvíos respecto de los niveles de equilibrio de largo plazo y que se pueden derivar a partir de un modelo de equilibrio general microfundado.⁵ La especificación para la demanda agregada o curva IS, basada en Fuhrer y Moore (1995), surge del problema de optimización de un agente representativo con persistencia en los hábitos de consumo:

$$y_t = \mu y_{t+1} + (1 - \mu)y_{t-1} - \phi(r_t - E_t \pi_{t+1}) + \kappa q_{t-1} + \varepsilon_t^{IS} \quad (1)$$

donde y_t es el producto, π_t es la tasa de inflación, r_t es la tasa de interés nominal de corto plazo (instrumento de política monetaria), q_t es el tipo de cambio real, ε_t^{IS} es el componente de error que captura los *shocks* de demanda y E_t es el operador de esperanza matemática condicional en la información hasta el período t . La persistencia en los hábitos de consumo es capturada por el parámetro μ en la especificación anterior, el que depende inversamente de dicha persistencia. Como destacan Fuhrer y Moore (1995), el hecho de que las familias puedan ajustar de manera suave su consumo ante la presencia de *shocks* permite replicar en forma más realista la dinámica del consumo, el producto, las tasas de interés y la inflación, respecto de los modelos tradicionales que no incorporan dicha persistencia.⁶ La curva de oferta agregada, en tanto, está representada

por una curva de Phillips nekeynesiana híbrida y, como tal, es una generalización de la propuesta originalmente por Calvo (1983):

$$\pi_t = \delta E_t \pi_{t+1} + (1 - \delta)\pi_{t-1} + \lambda y_t + \varepsilon_t^{AS} \quad (2)$$

donde ahora ε_t^{AS} es un error aleatorio que representa los *shocks* de oferta (o de costos). Esta especificación híbrida ha sido ampliamente utilizada en la literatura⁷ y surgió de las limitaciones empíricas de la curva de Phillips nekeynesiana pura (Galí y Gertler, 1999). Más allá de que a nivel empírico se requiera de este componente para mejorar la dinámica del modelo, en términos conceptuales Christiano et al. (2005), entre otros, interpretan el término rezagado de la inflación como el resultado de comportamientos indizatorios por parte de los fijadores de precios en la economía. Así, mientras más importante sea el componente indizatorio (inercia), menor será el parámetro δ en la especificación anterior. Cabe señalar que la literatura empírica para Chile encuentra evidencia a favor de esta especificación híbrida en lugar de la especificación pura para la curva de Phillips nekeynesiana (Céspedes et al., 2005; Caputo et al., 2006).

Por otro lado, la condición de paridad descubierta de tasas de interés (PDT) reales, que sigue también una especificación híbrida, gobierna la dinámica del tipo de cambio real en el modelo:

$$q_t = E_t q_{t+1} - \varphi(r_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^f + E_t \pi_{t+1}^f) + \varepsilon_t^{EM} \quad (3)$$

donde r_t^f y π_t^f son la tasa de interés nominal de corto plazo y la tasa de inflación foráneas, respectivamente,

³ Es común encontrar en la literatura las expresiones “forward-looking” y “backward-looking” para referirse a algo que mira hacia adelante y hacia atrás, respectivamente, pero aquí empleamos los términos en español según indica el estilo de esta revista.

⁴ Cho y Moreno (2006) y Fuhrer y Moore (1995) discuten la importancia de incorporar estos últimos componentes, ya que mejoran sustancialmente el ajuste del modelo y hacen que su dinámica se asemeje más a la realidad.

⁵ Ver Woodford (2003).

⁶ Para el caso de Chile, Medina y Soto (2005, 2007a, 2007b) y Caputo et al. (2006) encuentran evidencia a favor de la relevancia de este componente. No obstante, concluyen también que es menos importante que el asociado a la persistencia en la curva de Phillips.

⁷ Ver, por ejemplo, Galí et al. (2005) o Lindé (2005).

y ε_t^{EM} es el error aleatorio que representa *shocks* asociados al mercado cambiario.⁸ Al-Eyd y Karasulu (2008) interpretan este *shock* como una prima de riesgo que captura los efectos inobservables de los sentimientos en el mercado cambiario.

Por último, para la regla de política monetaria del banco central usamos una versión ligeramente modificada de la propuesta original de Clarida et al. (2000). En particular, la especificación utilizada aquí incluye, además de expectativas sobre la inflación futura y preferencias por un comportamiento suave de la tasa de interés, las desalineaciones del tipo de cambio real, considerando la evidencia hallada por Schmidt-Hebbel y Tapia (2002) y Caputo (2005) sobre la importancia de este componente en las decisiones de política monetaria durante los años noventa para el caso de Chile.

$$r_t = \rho r_{t-1} + (1-\rho) [\alpha_{MP} + \theta E_{t+1} \pi_{t+1} + \gamma y_t + \omega q_t] + \varepsilon_t^{MP} \quad (4)$$

En este caso, el error aleatorio ε_t^{MP} representa los *shocks* de política. Es importante mencionar que dicho error permite introducir en el modelo posibles cambios aleatorios de política por parte del banco central y, por tanto, no se restringe la acción de este a responder únicamente a cambios en las condiciones económicas (cambios en los argumentos de la función de reacción). Siguiendo a Svensson (1999), la incorporación del componente prospectivo de la inflación en la regla de política se puede interpretar como la aplicación del esquema de metas de inflación utilizando la proyección de la inflación como meta intermedia. El componente rezagado de la tasa de interés, por su parte, captura el hecho de que el banco central prefiere realizar cambios suaves en su instrumento y, por tanto, no elimina por completo en un solo período la brecha entre sus variables objetivo y sus respectivas metas.⁹

Por otro lado, suponemos que los *shocks*, en las ecuaciones (1) a (4), están autocorrelacionados y que su proceso generador de datos es un proceso autorregresivo de primer orden o AR(1), es decir:

$$\varepsilon_t^{IS} = \rho_{IS} \varepsilon_{t-1}^{IS} + \nu_t^{IS} \quad (5)$$

$$\varepsilon_t^{AS} = \rho_{AS} \varepsilon_{t-1}^{AS} + \nu_t^{AS} \quad (6)$$

$$\varepsilon_t^{EM} = \rho_{EM} \varepsilon_{t-1}^{EM} + \nu_t^{EM} \quad (7)$$

$$\varepsilon_t^{MP} = \rho_{EM} \varepsilon_{t-1}^{EM} + \nu_t^{EM} \quad (8)$$

donde ν_t^i , con $i = \{IS, AS, EM, MP\}$, son procesos ruido blanco con media cero y varianza constante e igual a σ_i^2 . Se puede recurrir a justificaciones de dos tipos para la especificación de errores autocorrelacionados. La primera, de carácter metodológico, se relaciona con el ajuste del modelo a los datos. Cho y Moreno (2006) muestran que la especificación (1) a (4) bajo el supuesto de que los *shocks* son ruido blanco es rechazada con holgura por los datos, ya que no refleja la dinámica de las variables observadas. Lo anterior es aun más crítico cuando se cuenta con períodos de estudio relativamente cortos, característica propia de los datos utilizados aquí. La segunda justificación, más empírica, se relaciona con los objetivos mismos del artículo, ya que la introducción del proceso autorregresivo nos permite estudiar las implicaciones del parámetro ρ_{AS} asociado a los *shocks* de oferta (su persistencia). Finalmente, si bien los *shocks* están autocorrelacionados, suponemos que estos no presentan correlación entre sí. Esto no debería representar una limitación ya que, como muestran Cho y Moreno (2006), suponer lo contrario no genera ganancias sustanciales en términos del ajuste del modelo.

En este punto vale la pena hacer algunos comentarios sobre lo que entendemos por *shocks* de oferta persistentes y su relación con el parámetro autorregresivo ρ_{AS} . Por definición, una serie de tiempo que sigue un proceso autorregresivo se retroalimenta a sí misma ante cualquier perturbación

⁸ Inicialmente, se estimó una especificación más flexible que incorpora un componente de persistencia en la PDT, no obstante, el parámetro de dicho componente resultó no ser estadísticamente distinto de cero.

⁹ Una de las justificaciones que se han dado en la literatura para modelar cambios suaves en la tasa de interés se relaciona con la incertidumbre en los parámetros del modelo (incertidumbre multiplicativa), la cual, bajo ciertas condiciones, hace que sea óptimo para el Banco Central el manejo cauteloso de la política monetaria. Para una extensa revisión de la literatura sobre el tema, ver Morandé y Tejada (2008).

y dicha retroalimentación evita que la serie retorne a su media inmediatamente (como lo haría una serie *ruido blanco*). El tiempo que dura el desvío depende del parámetro autorregresivo y, mientras más grande sea este, más tiempo demorará la serie en retornar a su media.¹⁰ La pregunta que debemos responder, entonces, es si los *shocks* de costos pueden ser caracterizados de esta manera. Ciertamente pensar que un *shock* aumentador de costos particular —una sequía, por ejemplo— se retroalimenta a sí mismo puede ser un supuesto irreal. De hecho, por lo general se concibe este tipo de *shocks* como un evento aleatorio de carácter netamente transitorio. No obstante, si se piensa en una definición más general de *shocks* de oferta, que incluya cualquier tipo de evento que aumenta los costos, como lo es ε_t^{AS} en la ecuación (2), podemos suponer que en realidad existe retroalimentación, ya que una vez que el *shock* puramente aleatorio ha ocurrido, este se retroalimentará aunque posiblemente en otro tipo de *shock* que también será aumentador de costos. En este sentido, los *shocks* de oferta (una vez agregados) serán transitorios pero persistentes y su proceso generador podría caracterizarse mediante la ecuación (6) con $0 \leq \rho_{AS} < 1$.¹¹ Un ejemplo claro de lo anterior se observó entre el 2006 y el 2008, ya que los *shocks* (aumentos) en el precio internacional del petróleo incrementaron precios claves en el mundo, los que a su vez (junto con los mismos precios del crudo) impulsaron los costos y los precios internos.

Para completar la especificación del modelo, definimos la forma en que modelamos la tasa de interés real foránea, es decir, el término $r_t^f - E_t \pi_{t+1}^f$ en la ecuación (3). En la literatura, típicamente se han estimado dos bloques del modelo, uno para el país bajo análisis y el otro para el resto del mundo.¹² Aquí, por el contrario, optamos por un enfoque más parsimonioso y suponemos que la tasa de interés real foránea es exógena al modelo y que su proceso generador de datos sigue un proceso autorregresivo de primer orden.¹³

$$r_t^f - E_t \pi_{t+1}^f = R_t^f = \rho_f R_{t-1}^f + \nu_t^f \quad (9)$$

En lo que resta de esta sección discutimos, muy brevemente, la estrategia utilizada para estimar el modelo y las razones para su elección (en

comparación con otras alternativas).¹⁴ Se han propuesto varios enfoques para determinar (estimar) los parámetros estructurales en un modelo como el de las ecuaciones (1) a (9). Geweke (1999a) distingue entre los métodos débiles y fuertes en su interpretación econométrica. Los débiles están basados en el enfoque de calibración propuesto por Kydland y Prescott (1982), donde los parámetros del modelo se eligen de tal manera que algunos momentos de las series simuladas con el modelo sean cercanos a los de los datos observados.¹⁵ Entre los métodos fuertes se tiene la estimación por máxima verosimilitud con información completa (FIML) y por técnicas bayesianas. En el primer caso, el modelo se resuelve utilizando, por ejemplo, el método de Blanchard y Khan (1980), y escrito en su forma *estado-espacio* de manera que se pueda utilizar el filtro de Kalman para evaluar la verosimilitud.¹⁶ El segundo, en tanto, combina el enfoque FIML con información que el investigador pueda tener *a priori* sobre el comportamiento de los parámetros (en particular sobre sus distribuciones estadísticas). En este caso se combina la función de verosimilitud con las distribuciones *a priori* de los parámetros para construir, mediante el teorema de Bayes, la distribución de densidad *ex post*, la misma que es maximizada directamente o a través de simulaciones de Monte Carlo con cadenas de Markov (MCMC).¹⁷ Como señalan Smets y Wouters (2003), las técnicas fuertes han sido preferidas en la literatura reciente

¹⁰ En el extremo, cuando el coeficiente de autocorrelación tiende a 1 se dice que la serie es integrada. Recuérdese que los procesos integrados tienen memoria infinita respecto de los shocks pasados, lo cual genera que no exista reversión a la media.

¹¹ La intuición nos dice que no existen shocks de oferta permanentes ni explosivos.

¹² Ver por ejemplo Buncic y Melecky (2008) o Da Silveira (2008).

¹³ Si bien el supuesto es simplificador, es importante destacar que los datos soportan esta especificación.

¹⁴ Para el detalle de la técnica utilizada ver An y Schorfheide (2007).

¹⁵ Con el mismo espíritu, algunos autores han propuesto también la comparación de las funciones impulso-respuesta (FIR) teóricas y empíricas (por ejemplo, Rotemberg y Woodford, 1998; Christiano et al., 2005).

¹⁶ Ver Ireland (2004) para una revisión de la literatura que ha utilizado este método para estimar los parámetros estructurales de modelos dinámicos estocásticos.

¹⁷ Entre la literatura reciente que ha utilizado este tipo de técnicas se puede mencionar Geweke (1999b), Schorfheide (2000) y Fernández-Villaverde y Rubio (2004).

ya que proveen una caracterización completa del proceso generador de datos, el cual permite, a su vez, hacer inferencia estadística y proyecciones.

En este artículo utilizamos las técnicas bayesianas basadas en simulaciones de Monte Carlo con cadenas de Markov (MCMC)¹⁸ para la estimación de los parámetros estructurales del modelo, debido a las ventajas, tanto conceptuales como prácticas, que tiene este método sobre el FIML. En particular, Smets y Wouters (2003) destacan que el hecho de usar información a priori, basada, por ejemplo, en estudios microeconómicos o en otros estudios macroeconómicos previos, hace más estable el algoritmo de optimización aplicado a modelos como los DSGE. Lo anterior es valorado en forma especial cuando se cuenta con series de tiempo relativamente cortas. Cabe señalar que la metodología utilizada en la elección de las distribuciones a priori de los parámetros del modelo es la descrita por Del Negro y Schorfheide (2008) y básicamente sigue un proceso iterativo.¹⁹

III. RESULTADOS Y SIMULACIONES

En esta sección se presentan los resultados de la estimación del modelo (1) a (9) para la economía chilena y las simulaciones realizadas para analizar y cuantificar las implicancias de *shocks* de oferta persistentes. En el análisis nos concentramos en el comportamiento de la persistencia y la variabilidad de la inflación, el producto, el tipo de cambio real y la tasa de interés, así como en el tiempo que demora la inflación en retornar a la meta una vez que el *shock* de oferta se ha realizado. Este último representa el horizonte de política implícito en los parámetros macroeconómicos (De Gregorio, 2007).

Dividimos los ejercicios de simulación en tres grupos. En el primero simulamos el modelo para cada posible valor de ρ_{AS} en la ecuación (6) y analizamos las implicaciones de este sobre los momentos de las series antes mencionadas.²⁰ En el segundo agregamos un elemento adicional de persistencia y nos preguntamos cuál es el rol del componente indizatorio de los agentes, el parámetro δ en la ecuación (2), en la propagación de la persistencia desde los *shocks* hacia la inflación. Esto, bajo la idea de un posible desanclaje de las expectativas que llevaría a los agentes a buscar

una mayor indización en sus precios y salarios ante *shocks* de costos más persistentes. En el tercer grupo analizamos las implicancias para la política monetaria óptima bajo los dos casos anteriores, es decir, *shocks* de costos más persistentes y comportamientos indizatorios más acentuados. En esta parte suponemos que el banco central minimiza una función de pérdida cuadrática bajo compromiso, y simulamos el modelo para distintos tipos de banco central en función de sus preferencias.

1. Estimaciones

En la estimación utilizamos datos trimestrales para el período comprendido entre el primer trimestre de 1990 y el último del 2007. Las variables del modelo están definidas de la siguiente manera. La brecha del producto y_t es la diferencia entre el PIB real observado y su tendencia, esta última calculada mediante el filtro de Hodrick y Prescott (HP). La tasa de inflación π_t está definida como la variación en doce meses del IPC menos la meta definida por el banco central.²¹ El tipo de cambio real q_t es el multilateral y también está expresado en desvíos respecto de su tendencia HP. La tasa de interés nominal de corto plazo r_t es la tasa de política monetaria del Banco Central de Chile, a la que se le extrajo su tendencia también con el filtro HP. Finalmente, para la tasa de interés real foránea usamos datos de Estados Unidos y la construimos en términos *ex post* empleando la tasa de política monetaria y la tasa de inflación observada. A esta última se le extrajo la tendencia utilizando una vez más el filtro HP. Todos los datos fueron obtenidos del Banco Central de Chile.

El cuadro 1 presenta los parámetros estimados y su intervalo de confianza *ex post* al 5% de significancia. El mismo cuadro muestra también las distribuciones

¹⁸ Una limitación potencial en el uso del MCMC es que es muy demandante en términos computacionales.

¹⁹ Ver también Da Silveira (2008).

²⁰ Cabe señalar que un valor de $\rho_{AS} = 0$ no implica persistencia nula en el sistema ya que en la práctica ésta podría provenir de la indexación inflacionaria.

²¹ Al igual que Céspedes et al. (2005) utilizamos la variación del IPC en lugar de la del deflactor implícito del PIB debido a que este último, para el caso de Chile, está medido con considerable ruido e influenciado por variaciones de los términos de intercambio. Adicionalmente, la meta del banco central está definida en términos de la variación del IPC.

CUADRO 1

Parámetros Estimados

Parám.	Prom. (prior)	Prom. (post.)	IC ^a		Dist. (prior)
δ	0.500	0.678	0.581	0.774	Beta
λ	0.010	0.012	0.0001	0.021	Normal
μ	0.500	0.817	0.688	0.920	Beta
ϕ	0.020	0.022	0.007	0.039	Beta
κ	0.300	0.053	0.001	0.106	Normal
φ	0.250	0.251	0.110	0.433	Beta
ρ	0.500	0.398	0.256	0.538	Beta
β	1.500	1.399	1.197	1.638	Normal
γ	0.500	0.697	0.422	0.952	Normal
ω	0.500	0.302	0.102	0.553	Normal
ρ_{IS}	0.700	0.727	0.569	0.934	Beta
ρ_{AS}	0.700	0.647	0.469	0.791	Beta
ρ_{EM}	0.700	0.630	0.497	0.774	Beta
ρ_{MP}	0.700	0.489	0.284	0.656	Beta
ρ_f	0.800	0.757	0.640	0.835	Beta
σ_{IS}	0.500	0.341	0.211	0.466	Inv.Gamma
σ_{AS}	0.500	0.347	0.198	0.474	Inv.Gamma
σ_{EM}	0.500	1.316	0.783	1.750	Inv.Gamma
σ_{MP}	0.500	1.754	1.456	2.014	Inv.Gamma
σ_f	0.500	0.549	0.482	0.612	Inv.Gamma

Fuente: Cálculos propios.

a. Intervalo de confianza al 95%.

y los valores promedio *a priori* de los parámetros utilizados en la estimación. Todos los parámetros son estadísticamente distintos de cero, debido a que en ningún caso el intervalo de confianza estimado contiene el cero. Lo anterior es cierto aun para los casos de λ , ϕ y κ , que, si bien toman valores muy pequeños, son estadísticamente distintos de cero. La comparación entre los datos observados y ajustados y los errores (gráfico 1a) indican que en general el ajuste del modelo es bueno²² y que los datos aportan información relevante para la identificación de la mayoría de los parámetros (gráfico 1b).

Respecto de los valores estimados de los parámetros, es importante mencionar que aquellos asociados a la curva de Phillips están en línea con los obtenidos en la literatura. En particular, el componente prospectivo domina al retrospectivo, hecho que es coherente con

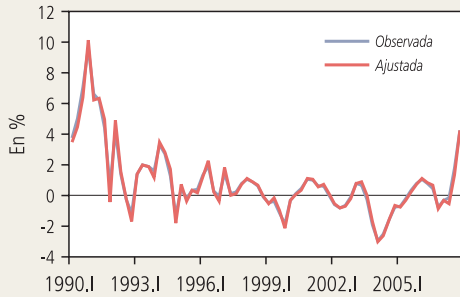
el esquema de metas de inflación y también con lo hallado por Céspedes et al. (2005). Los parámetros de la demanda agregada, en tanto, son coherentes con lo encontrado por Medina y Soto (2005, 2007a) en cuanto a que el componente prospectivo es el dominante (estos autores encontraron que el parámetro asociado a y_{t+1} es mayor que 0.6). Lo destacable, sin embargo, es que el componente de persistencia, aunque pequeño en magnitud, es estadísticamente significativo, lo que concuerda con lo hallado por Caputo et al. (2006). Finalmente, los parámetros de la regla de política muestran valores algo diferentes a los encontrados por Corbo (2002),

²² No obstante el buen ajuste, el gráfico 1 también revela que los errores, en todos los casos, tienden a ser más volátiles a principios de la muestra.

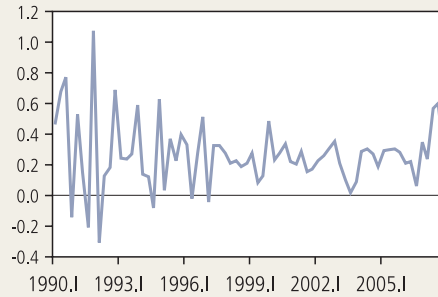
GRÁFICO 1

A. Series Observadas y Ajustadas y Errores de Estimación

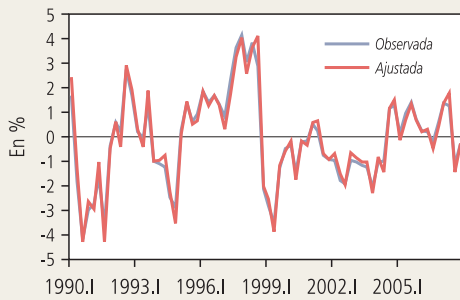
A. Brecha del producto



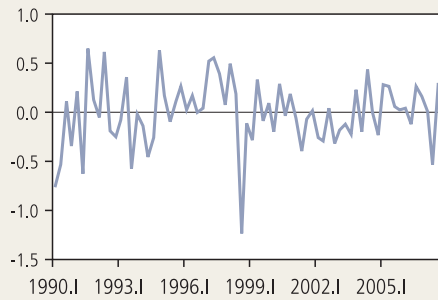
B. Shocks IS



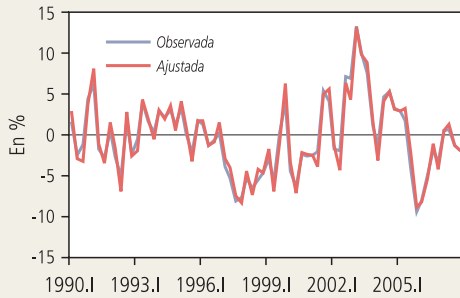
C. Inflación



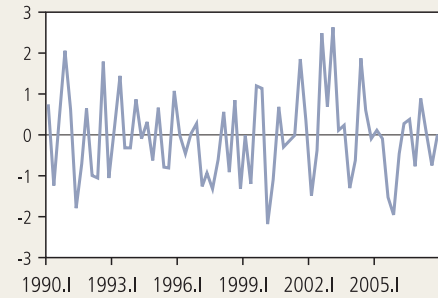
D. Shocks AS



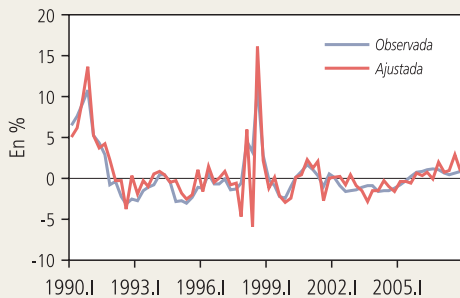
E. Tipo de Cambio real



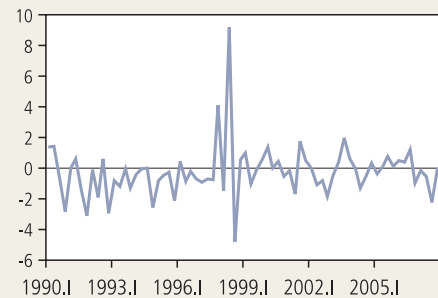
F. Shocks PDT



G. Tasa de interés



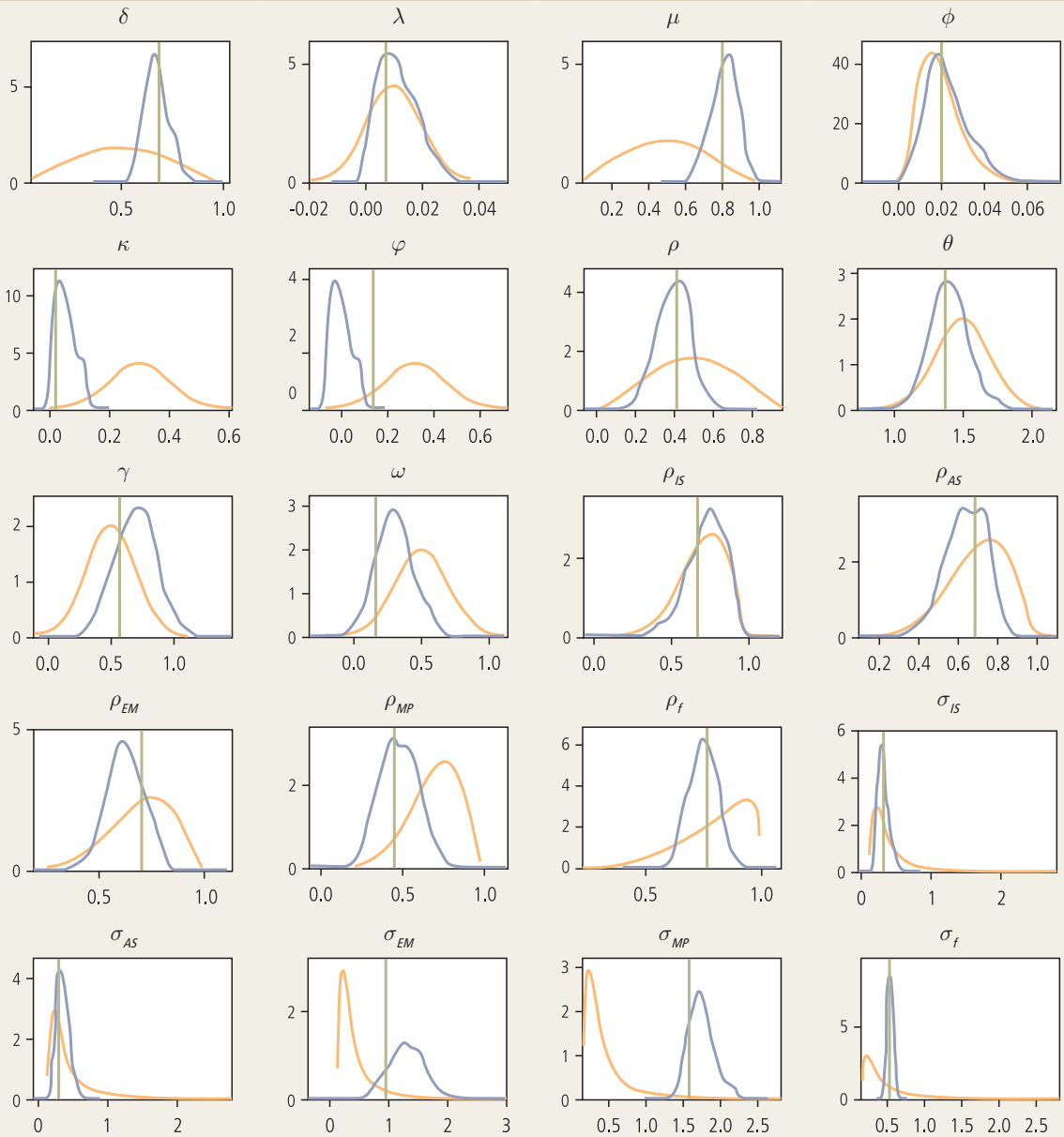
H. Shocks MP



Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 1

B. Distribuciones a Priori y Posteriores de los Parámetros Estimados



Fuente: Cálculos propios.

Nota: En todos los gráficos, la curva anaranjada corresponde a la distribución a priori, la curva azul, a la distribución a posteriori, y la línea vertical verde, a la media de esta última distribución.

excepto en su especificación base para el período 1990 en adelante (en la cual el parámetro para $E_t\pi_{t+1}$ alcanza a 1.4), pero van en línea con la literatura sobre reglas de política. En particular, siguiendo a Clarida et al. (1999) y Davig y Leeper (2007), si el parámetro de la inflación en la regla de política es mayor que 1, hay evidencia de un comportamiento óptimo por parte del banco central. Por otro lado, el parámetro asociado a las desalineaciones del tipo de cambio es estadísticamente significativo, lo que está en línea con lo encontrado por Caputo (2005); no obstante, es inferior al estimado por este autor en su especificación base (0.66). Este hecho se explicaría en el uso de una mayor cantidad de datos en la estimación donde el esquema de metas de inflación puro (con tipo de cambio flexible) estaba vigente.

El cuadro 2 presenta algunos momentos seleccionados de las series utilizadas para comparar los con aquellos generados a partir de las simulaciones del modelo, esto para medir el desempeño del modelo en replicar la dinámica de los datos. En particular, elegimos la persistencia y la volatilidad, dados los objetivos que perseguimos y, además, las correlaciones contemporáneas entre las series. Como se desprende de dicho cuadro, el modelo replica bastante bien lo observado en la realidad, lo cual es particularmente cierto para la desviación estándar y el coeficiente autorregresivo, y esto para todas las series. Donde el modelo falla, tanto en magnitud como en signo, es en replicar la correlación entre las variables, y las únicas excepciones se observan en las correlaciones entre la tasa de interés y la inflación y entre la tasa de interés y el tipo de cambio. Esto, sin embargo, no debería representar una limitación para nuestros objetivos, ya que las dimensiones en las que nos concentramos están correctamente capturadas en el modelo, esto es, la persistencia y la volatilidad.

El gráfico 2 muestra las funciones impulso-respuesta asociadas a cada una de las variables del modelo base en respuesta a un cambio de una desviación estándar en los *shocks* estructurales. Se pueden mencionar algunos aspectos generales de la observación de dichas funciones. Primero, en línea con los valores estimados para los parámetros, está claro que el modelo es estacionario, ya que todas las variables retornan a sus valores de equilibrio en el largo plazo.

CUADRO 2

Momentos Seleccionados de las Series Observadas y Simuladas

	Datos		Modelo	
	Desv. est.	AR(1)	Desv. est.	AR(1)
π	2.659	0.816	2.888	0.848
y	1.771	0.702	2.160	0.793
r	3.262	0.770	3.814	0.829
q	4.262	0.688	3.895	0.615
$Corr(\pi, y)$		-0.302		-0.089
$Corr(\pi, r)$		0.789		0.731
$Corr(\pi, q)$		-0.044		-0.233
$Corr(y, r)$		-0.208		0.109
$Corr(y, q)$		-0.323		0.079
$Corr(r, q)$		-0.186		-0.148

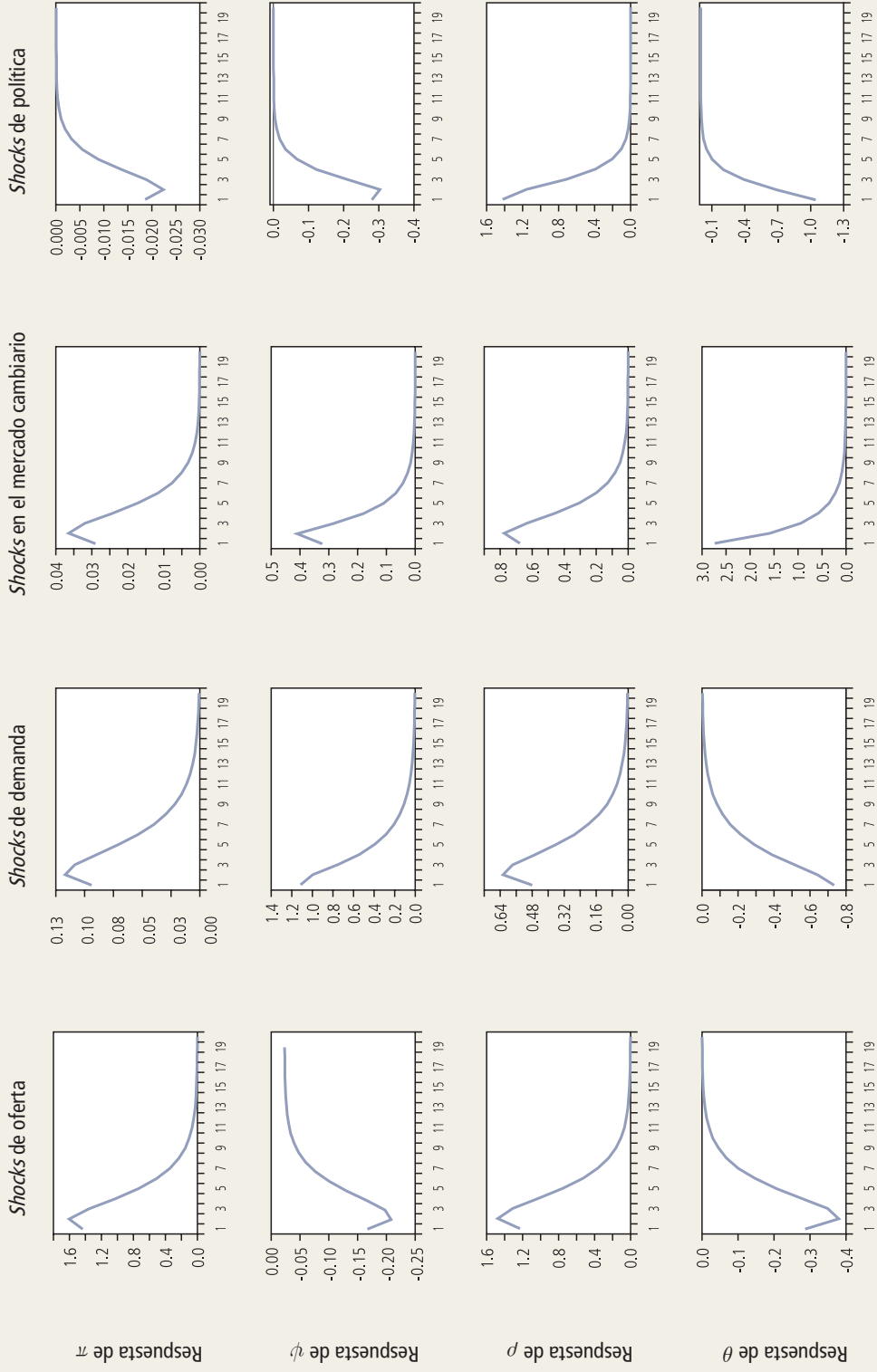
Fuente: Cálculos propios.

Segundo, dados los coeficientes autorregresivos, es notorio que los *shocks* de oferta y de demanda son los que tienden a tener efectos más persistentes en la economía, en comparación con los de los *shocks* en el mercado cambiario y los de política. En particular, ante la realización de un *shock* de oferta o un *shock* de demanda, las variables tienden a retornar a sus valores de equilibrio después de alrededor de 15 trimestres, en tanto para los *shocks* cambiarios y de política, dicho período se acorta a 12 y a algo más de 7 trimestres, respectivamente. En el caso de la inflación, el período de tiempo que demora esta en retornar a la meta —entre 7 y 15 trimestres, según el *shock*—, es similar al hallado por De Gregorio (2007).²³ Por último, como consecuencia de que el modelo presenta persistencia endógena, asociada a hábitos de consumo, a comportamientos indizatorios y a preferencias por un comportamiento suave de la tasa de interés por parte del banco central, la forma que toman las funciones impulso-respuesta para todas las variables se caracteriza por tener una curvatura suave y redondeada. En lo que sigue, y para fines de comparación, denominaremos *escenario base* a los resultados comentados en esta subsección.

²³ Basado en un proceso autorregresivo de primer orden para la inflación, De Gregorio (2007) encuentra que, para Chile, el horizonte implícito en los parámetros del modelo (persistencia y volatilidad) es de entre 10 y 16 trimestres.

GRÁFICO 2

Funciones Impulso Respuesta del Modelo Base



Fuente: Cálculos propios.

2. Persistencia en los *Shocks* de Oferta

Veamos a continuación los resultados obtenidos al simular el modelo para cada posible valor de ρ_{AS} en la ecuación (6). En las simulaciones, los valores de este parámetro fueron acotados al intervalo $[0,1)$ para evitar que los errores asociados a la curva de Phillips tomaran la forma de un proceso de camino aleatorio, ya que los *shocks* de oferta, por definición, son transitorios (aunque persistentes). Para cada valor de ρ_{AS} , y usando los valores promedio presentados en el cuadro 1 para los demás parámetros, se resolvió el modelo (esto es, se obtuvo la *función de política*) utilizando el método de Blanchard y Khan (1980) y se simuló el comportamiento de las variables para 2000 períodos. Con las series simuladas se obtuvieron los momentos seleccionados para todas las series, es decir, su persistencia y volatilidad, y las respectivas funciones impulso-respuesta, esto último para calcular el período de tiempo que toma la inflación para retornar a la meta luego de un *shock* de oferta (el horizonte implícito).

En el panel (a) del gráfico 3 se muestra la persistencia de la inflación, de la brecha del producto, del tipo de cambio real y de la tasa de interés, medida mediante el coeficiente AR(1) de las series simuladas. Se puede observar que la persistencia de la inflación se incrementa (casi de manera lineal) cuando los *shocks* de oferta se tornan más persistentes. En los extremos, si los *shocks* de oferta fueran puramente transitorios ($\rho_{AS} = 0$), el coeficiente autorregresivo de la inflación sería algo más de 0.5 (inercia asociada al comportamiento indizatorio únicamente), en tanto si los *shocks* se tornaran muy persistentes, dicho coeficiente llegaría a valores superiores a 0.95. En el caso de la persistencia del producto, del tipo de cambio real y de la tasa de interés, es evidente la relación no lineal entre esta y el coeficiente autorregresivo de los *shocks* de oferta. En particular, dicha relación parece ser convexa al origen, lo que implica que los cambios marginales en la persistencia de los *shocks* no tienen efectos substanciales en el coeficiente autorregresivo de estas variables cuando dicha persistencia es baja, pero sí los tienen cuando los *shocks* se tornan muy persistentes. Esto es particularmente notorio para la brecha del producto y el tipo de cambio real. Bajo el supuesto de persistencia nula en los *shocks* de oferta, estas tres variables tienen un coeficiente

autorregresivo relativamente alto (supera 0.60), hecho que se explica por la inercia endógena existente en el modelo. En el otro extremo, con *shocks* de oferta altamente persistentes, su coeficiente autorregresivo podría superar 0.9 (y 0.8 en el caso del tipo de cambio). Cabe destacar que en el escenario base la persistencia de las tres variables (0.85, 0.79 y 0.61) estaría en el límite para una escalada si los *shocks* tienden a ser más persistentes de lo que son en dicho escenario.

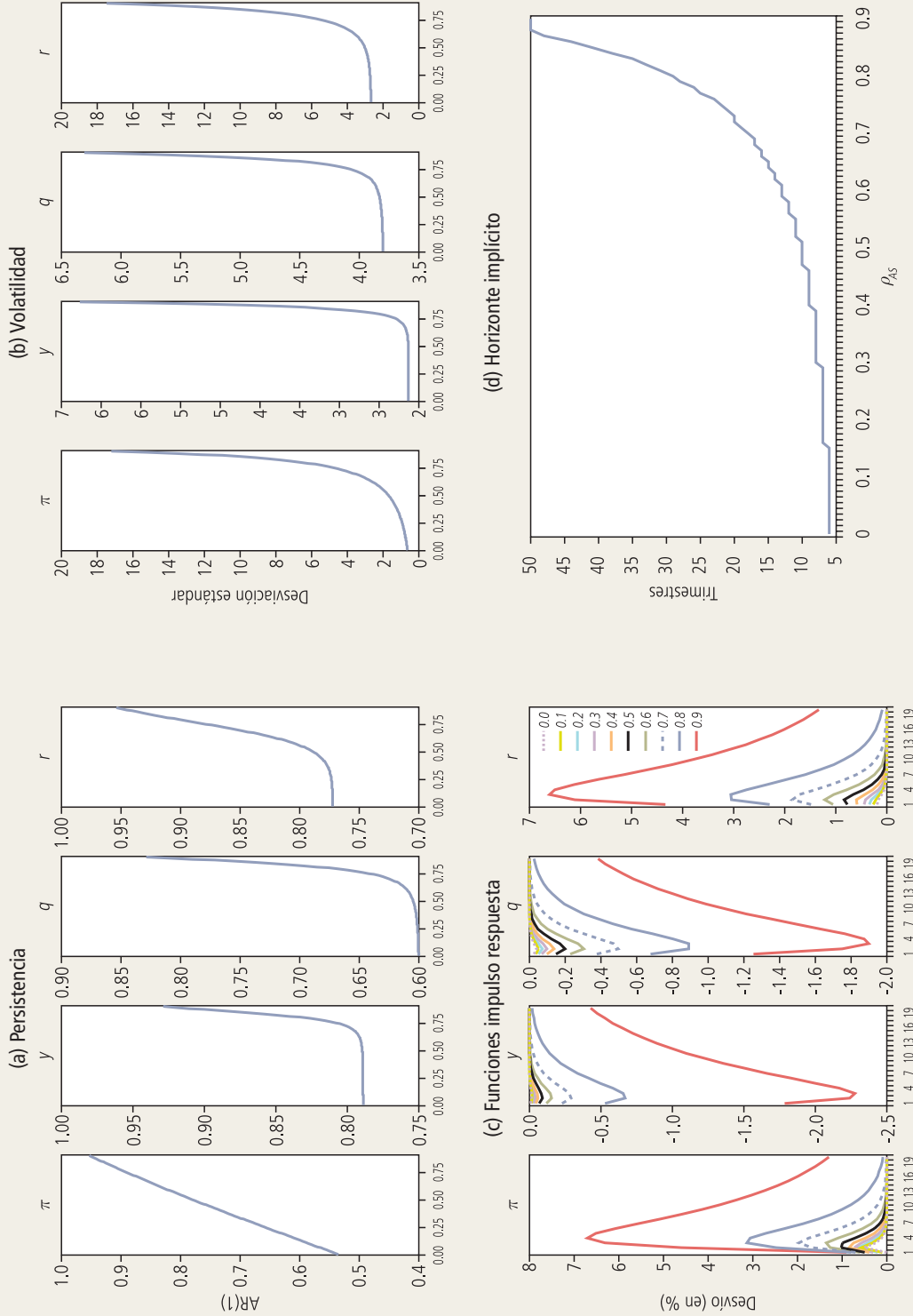
En el gráfico 3, panel (b) se presentan las desviaciones estándar de las series simuladas. Presentamos la desviación estándar en lugar de la varianza debido a un problema de escala cuando los *shocks* de oferta son muy persistentes y porque la interpretación se facilita al tener esta la misma unidad de medida que las variables (puntos porcentuales). Se observa en dicho gráfico que la relación entre la desviación estándar de las variables y la persistencia de los *shocks* es no lineal y convexa al origen para todas las variables, incluso para la tasa de inflación. En términos de magnitudes, *shocks* de oferta altamente persistentes pueden llevar a cambios dramáticos en las desviaciones estándar, lo cual es particularmente notorio para la tasa de inflación y la tasa de interés. En el caso de la brecha del producto y del tipo de cambio, por el contrario, si bien incrementos marginales en la persistencia de los *shocks*, cuando esta es alta, generan una escalada en su desviación estándar, la magnitud de esta no es tan significativa como en los dos casos anteriores.

En el panel (c) del mismo gráfico se presentan las funciones impulso-respuesta de las variables a cada uno de los *shocks* estructurales²⁴ y para distintos valores del parámetro ρ_{AS} . A medida que la persistencia en los *shocks* de oferta aumenta, también lo hacen (de manera no lineal) la magnitud de su impacto sobre cada una de las variables y la duración del desequilibrio respecto de los valores de largo plazo. En particular, tras un *shock* de oferta, y según cuán persistente sea este, la inflación podría incrementarse hasta un máximo de entre 0.5 y algo menos de 7 puntos porcentuales en los primeros trimestres después del *shock*. Así, un *shock*

²⁴ Al igual que en la sección anterior las funciones impulso-respuesta fueron construidas bajo un cambio de una desviación estándar en los *shocks* estructurales

GRÁFICO 3

Simulaciones bajo Distintos Valores del Parámetro de Persistencia de los Shocks de Oferta (ρ_{As})



Fuente: Cálculos propios.

netamente transitorio o poco persistente (en particular, con $\rho_{AS} < 0.5$) incrementará la inflación, pero esta se mantendrá dentro del rango meta del banco central (+/-1% con respecto a la meta), mientras que un *shock* muy persistente puede llevar la inflación muy lejos del rango (a niveles cercanos a 10% con $\rho_{AS} = 0.9$, en el extremo considerado aquí). En consecuencia, y según la ecuación (3), el banco central reaccionará aumentando la tasa de interés hasta un máximo de 100 puntos base sobre su nivel neutral cuando los *shocks* de oferta sean poco persistentes ($\rho_{AS} < 0.5$) y sobre 600 puntos base en el caso extremo con *shocks* altamente persistentes. Ante el comportamiento de la tasa de interés, los efectos máximos sobre el nivel de producto y del tipo de cambio real en estos casos extremos varían desde desvíos muy pequeños (o casi imperceptibles) hasta desvíos superiores a -2.0 y -1.8%, respectivamente.²⁵

Una de las implicaciones observadas en las funciones impulso-respuesta se relaciona con el hecho de que las variables tienden a demorar más tiempo en retornar a sus valores de equilibrio de largo plazo cuando los *shocks* de oferta se tornan más persistentes. Dicho lapso de tiempo es particularmente importante en el caso de la tasa de inflación bajo el esquema de política monetaria vigente en Chile. Como se observa en el panel (d) del gráfico 3, la relación entre la persistencia de los *shocks* de oferta y la duración del desequilibrio es claramente no lineal. Cabe destacar que, si $\rho_{AS} < 0.5$, el tiempo que la inflación demora en retornar a la meta luego de un *shock* de costos es a lo más 10 trimestres (30 meses), lapso no tan distinto del horizonte de política definido actualmente por el Banco Central de Chile (24 meses). Sin embargo, cuando los *shocks* de oferta tienden a ser muy persistentes, la duración del desequilibrio podría superar por mucho dicho horizonte de política. Este resultado es central para explicar por qué la tasa de inflación en 2008 se mantuvo persistentemente lejos de la meta del Banco Central. En el escenario base, la inflación requiere de alrededor de 15 trimestres (45 meses) para retornar a 3% luego de un *shock* de oferta.

El cuadro 3 resume el tipo de relación existente entre los momentos seleccionados y la persistencia de los *shocks* y los resultados descritos antes para los casos extremos, es decir, bajo *shocks* de oferta con persistencia baja y alta.

3. Indización y *Shocks* de Oferta Persistentes

En esta subsección presentamos los resultados del segundo grupo de simulaciones. Nos preguntamos cuáles son las implicaciones sobre la persistencia y la volatilidad de las variables macroeconómicas de una potencial mayor indización de precios y salarios, la que podría resultar de un posible desanclaje de expectativas ante *shocks* de oferta más persistentes, agregando un elemento adicional de persistencia en el sistema. Como señala Medina (2008), una posible forma de capturar lo anterior es mediante el parámetro δ en la ecuación (2).^{26, 27} En particular, si $\delta \rightarrow 1$, la curva de Phillips se transforma en una especificación puramente prospectiva donde sólo las expectativas de inflación determinan la tasa de inflación actual, en tanto si $\delta \rightarrow 0$, la especificación será completamente retrospectiva y, por tanto, sólo el pasado importará en la determinación de la inflación actual (inercia inflacionaria).

Así, el modelo fue resuelto para cada posible valor de los parámetros ρ_{AS} y δ , manteniendo todos los demás parámetros en sus valores promedio estimados, y simulado para 2000 períodos. Al igual que antes, a partir de las series simuladas se calculó su persistencia y volatilidad y se obtuvieron las funciones impulso-respuesta.²⁸ En este ejercicio nuevamente restringimos los valores del parámetro ρ_{AS} al intervalo $[0,1)$, y para el parámetro δ definimos las cotas entre 0.1 y 0.9 para evitar la presencia de raíces unitarias tanto en el componente prospectivo como en el retrospectivo de la curva de Phillips.

²⁵ Es interesante mencionar que la caída porcentual del producto por debajo del nivel potencial por cada punto porcentual de aumento en la inflación se incrementa también de manera no lineal con la persistencia de los *shocks* de oferta (desde un mínimo de 0.1% hasta un máximo de 0.4%).

²⁶ Cabe señalar que Medina (2008) utiliza otro mecanismo, una pérdida de credibilidad en la meta inflacionaria del Banco Central, el cual también puede generar una mayor persistencia inflacionaria ante un *shock* de oferta.

²⁷ Ver Céspedes et al. (2005) para una derivación detallada de la curva de Phillips híbrida, la cual muestra explícitamente la relación entre el parámetro δ y el comportamiento indexatorio de los agentes económicos. Asimismo, estos autores afirman que el grado de indexación será mayor; y con ello la persistencia de la inflación, mientras menos creíble sea la meta del Banco Central.

²⁸ Las funciones impulso-respuesta no se presentan por razones de espacio y solo se reporta la duración del desequilibrio para el caso de la tasa de inflación.

CUADRO 3

Quantificación del Efecto de *Shocks* de Oferta Persistentes (casos extremos)

	Persistencia ^a			Volatilidad ^b			Horizonte implícito (en trim.) ^c
	π	γ	θ	π	γ	θ	
Tipo de relación con ρ_{AS} ^d	L	NL	NL	NL	NL	NL	NL
Persistencia Mínima de los <i>shocks</i> de oferta. ($\rho_{AS} = 0$)	0.54	0.79	0.60	0.63	2.13	3.80	6 (18)
Persistencia Máxima de los <i>shocks</i> de oferta. ($\rho_{AS} = 0.9$)	0.95	0.93	0.83	17.21	6.26	6.31	50+ (150+)
Persistencia de los <i>shocks</i> de oferta en el Esc. Base. ($\rho_{AS} = 0.65$)	0.85	0.79	0.61	2.92	2.16	3.88	15 (45)

Fuente: Cálculos propios.

a. Corresponde al coeficiente autorregresivo de primer orden.

b. Corresponde a la desviación estándar de la serie.

c. Entre paréntesis el equivalente en meses.

d. L corresponde a lineal y NL a no lineal.

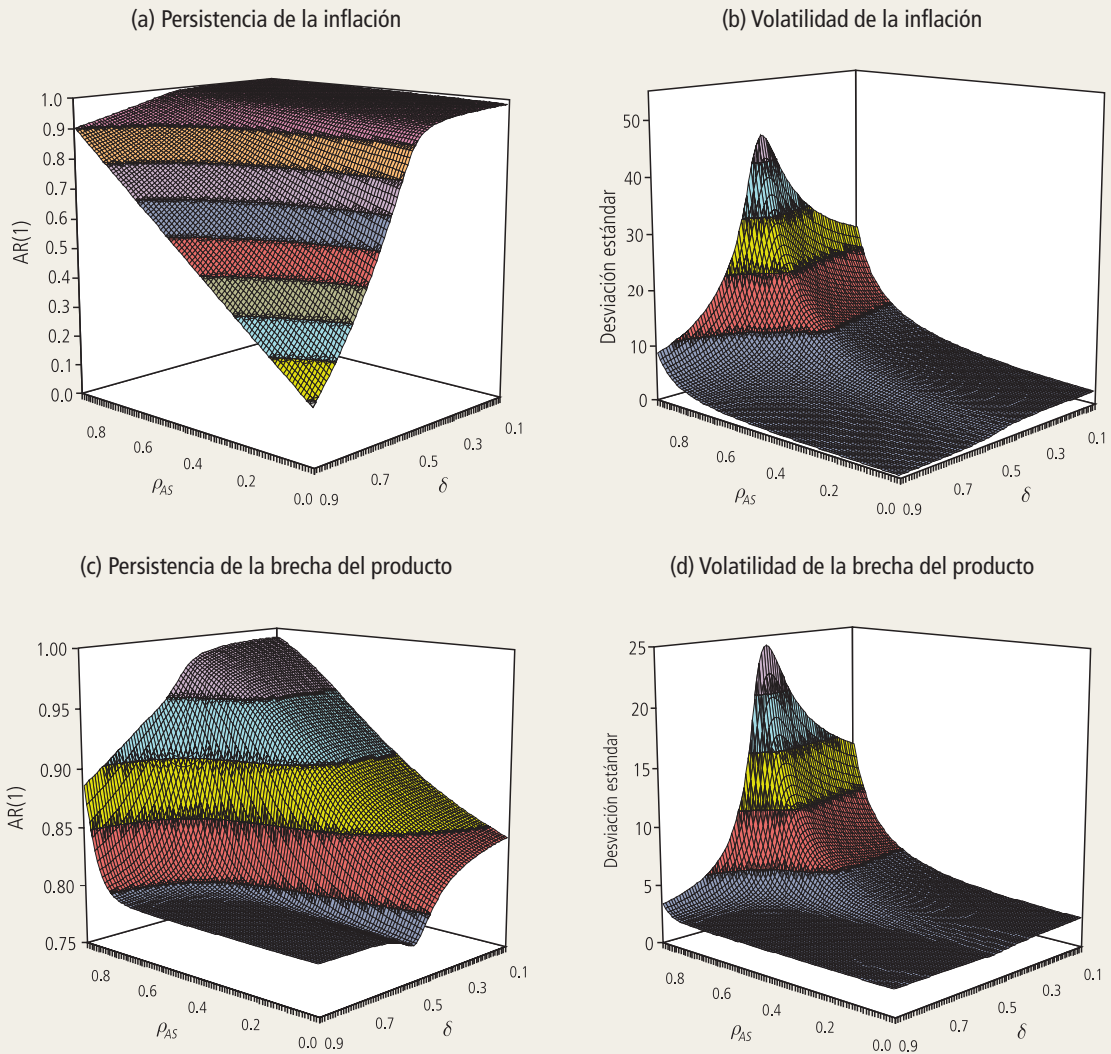
Es importante tener presente en el análisis de los resultados, que el mejor escenario posible es aquel donde los *shocks* son puramente transitorios ($\rho_{AS} \rightarrow 0$) y los agentes económicos no indizan sus precios a la inflación pasada ($\delta \rightarrow 1$). Llamemos a éste *escenario sin persistencia inflacionaria* para fines de comparación.

El gráfico 4 muestra los coeficientes autorregresivos y las desviaciones estándar de la inflación, la brecha del producto, el tipo de cambio real y la tasa de interés, calculadas para cada posible valor de los parámetros ρ_{AS} y δ . En el panel (a), para el coeficiente autorregresivo de la tasa de inflación, se observa que para δ alto (o con menor grado de indexación), la persistencia de la inflación crece de manera lineal con el parámetro autorregresivo de los *shocks* de oferta. Este resultado ya fue comentado en la subsección anterior y se explica por el hecho de que en dichas simulaciones δ era un parámetro de valor fijo y con un valor relativamente alto (0.68). Si bien el coeficiente autorregresivo de la inflación, en el caso de *shocks* de oferta muy persistentes, es menor cuando el grado de indización es bajo, las diferencias no son sustanciales ya que, en cualquier caso, la inflación se torna altamente persistente (el coeficiente autorregresivo de la inflación es como mínimo 0.9). Por otro lado, cuando el grado de indización es muy alto, esto es, para valores bajos del parámetro δ , la inflación se torna altamente inercial en cualquier caso (el coeficiente autorregresivo de la inflación supera 0.9). En el *escenario sin persistencia inflacionaria*, el coeficiente autorregresivo de la inflación es considerablemente más bajo que en todos los casos anteriores, alrededor de 0.1.

La brecha del producto y la tasa de interés, paneles (c) y (g) del gráfico 4, muestran resultados similares, con una relación no lineal (convexa) entre su persistencia y el parámetro autorregresivo de los *shocks* de oferta sólo para un grado bajo de indización. Cuando el grado de indización es alto, por el contrario, la persistencia de estas variables crece de manera lineal con la de los *shocks* de oferta. En términos de magnitud, si el grado de indización es bajo, una mayor persistencia en los *shocks* de oferta no genera incrementos sustanciales en el coeficiente autorregresivo de la brecha del producto, con respecto al *escenario sin persistencia inflacionaria* (como

GRÁFICO 4

Simulaciones bajo Distintos Valores del Parámetro de Persistencia de los *Shocks* de Oferta (ρ_{AS}) y del Parámetro de Indexación (δ)



Fuente: Cálculos propios.

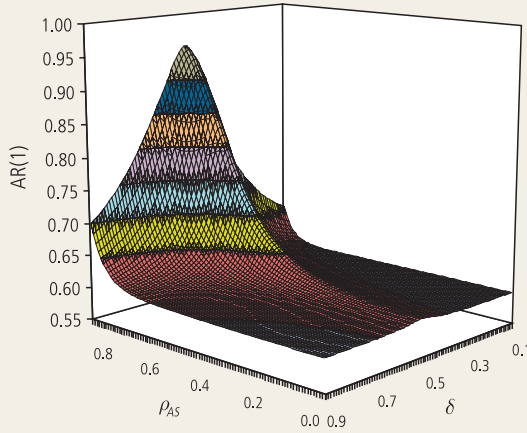
máximo, el incremento será de alrededor de 0.1). Para la tasa de interés, en tanto, una mayor persistencia en los *shocks* sí genera incrementos importantes en su coeficiente autorregresivo (pasa de valores cercanos a 0.75 a valores superiores a 0.9), lo cual es coherente con el comportamiento de la persistencia en la inflación. Por otro lado, si el grado de indexación es alto, el coeficiente autorregresivo de ambas variables tiende a ser alto aunque los *shocks* sean puramente

transitorios (sobre 0.8 en ambos casos), por lo que un mayor coeficiente autorregresivo en los *shocks* de oferta agrega persistencia sólo en forma marginal. Cabe señalar que en el mejor escenario, es decir, sin persistencia inflacionaria, se observa que tanto la brecha del producto como la tasa de interés tienen coeficientes autorregresivos relativamente altos (sobre 0.7), lo que se explica en la persistencia endógena asociada a los hábitos de consumo y a la preferencia

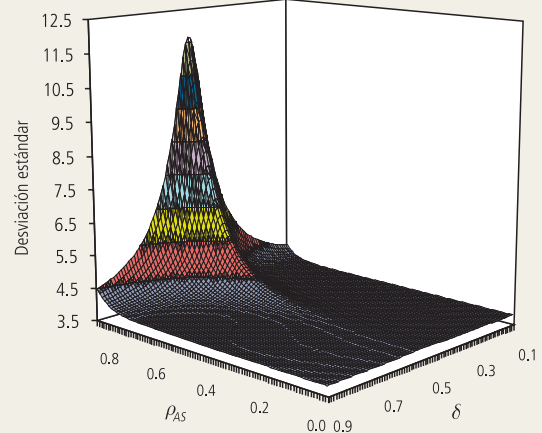
GRÁFICO 4 (continuación)

Simulaciones bajo Distintos Valores del Parámetro de Persistencia de los Shocks de Oferta (ρ_{AS}) y del Parámetro de Indexación (δ)

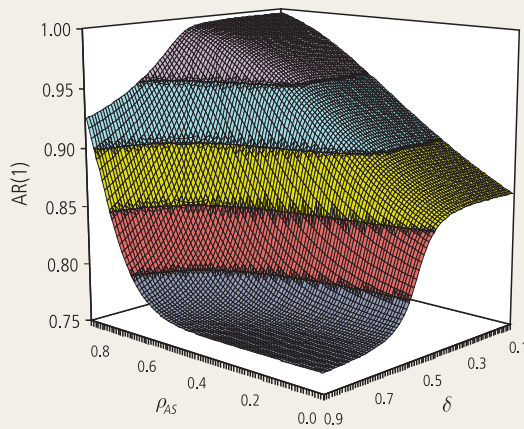
(e) Persistencia del tipo de cambio real



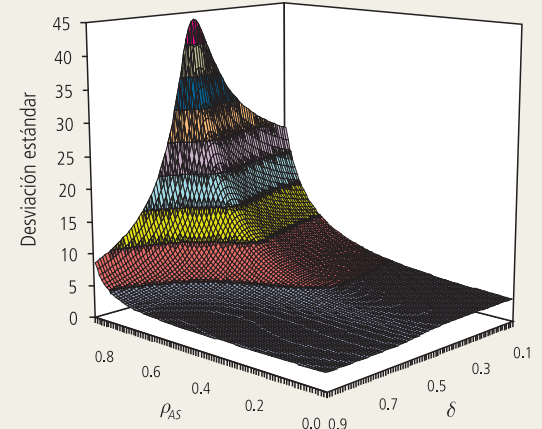
(f) Volatilidad del tipo de cambio real



(g) Persistencia de la tasa de interés



(h) Volatilidad de la tasa de interés



Fuente: Cálculos propios.

por suavizar la tasa de interés por parte del banco central.²⁹ La persistencia del tipo de cambio real, panel (e), muestra un comportamiento distinto a la de las dos anteriores sólo cuando el grado de indexación es alto, ya que en este caso la relación lineal no se observa.

Por otro lado, en los paneles (b), (d), (f) y (h) del gráfico 4 se presentan las desviaciones estándar de la tasa de inflación, la brecha del producto, el tipo de

cambio real y la tasa de interés, respectivamente. Note que su comportamiento es muy similar para las cuatro variables. Con un grado de indexación relativamente bajo, una mayor persistencia en los shocks de oferta

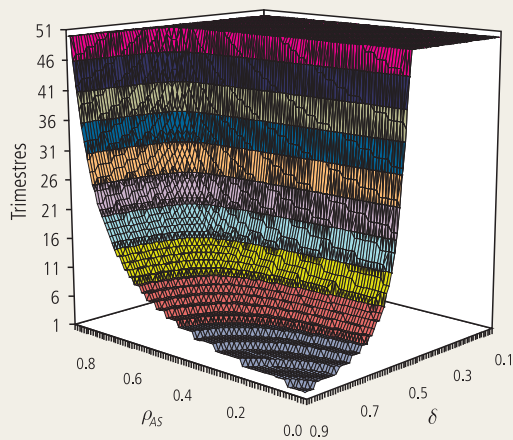
²⁹ Nótese que los parámetros que gobiernan la persistencia endógena del modelo se mantienen constantes en este ejercicio de simulación.

no genera incrementos sustanciales en la volatilidad de las variables, aunque la relación no lineal y convexa se mantiene para niveles muy altos de persistencia en los *shocks*. En el otro extremo, cuando los *shocks* de oferta son puramente transitorios, incrementos en el componente indizatorio tampoco tienen efecto sobre la volatilidad de las variables. Cuando el grado de indización es alto, en tanto, la desviación estándar de las variables se incrementa de manera importante (y no lineal en el margen) con la persistencia de los *shocks* de oferta, lo cual es particularmente notorio en los casos de la brecha del producto y la tasa de interés. Las magnitudes son similares a las reportadas en la subsección anterior. Un hecho curioso es que las desviaciones estándar más grandes se observan con un valor de δ cercano a 0.5, el que pareciera ser un umbral a partir del cual, para valores menores, la persistencia de los *shocks* tiende a afectar de manera más notoria a la volatilidad de las series. Dado el valor estimado de dicho parámetro, $\delta = 0.68$, en el escenario base la economía no habría cruzado ese umbral.

En el gráfico 5 reportamos el tiempo que demora la inflación en retornar a la meta (horizonte implícito) luego de un *shock* de oferta, para cada posible valor de los parámetros ρ_{AS} y δ . Como era de esperarse, las implicancias sobre el horizonte implícito son similares a las halladas para el caso de la persistencia de la inflación. En particular, con un grado de indización muy alto, la inflación demorará mucho tiempo en retornar a la meta,³⁰ lo que es coherente con la alta inercia inflacionaria observada en el gráfico 4 y es cierto sin importar si los *shocks* de oferta son poco o muy persistentes.³¹ Con un grado de indización bajo, la relación no lineal y convexa entre la duración del desequilibrio y el parámetro autorregresivo de los *shocks* de oferta comentada es evidente. En este caso, para *shocks* altamente persistentes dicha duración tiende a ser similar a aquella con *shocks* de oferta transitorios e inflación inercial. Con todo, estos resultados indican que la inflación demorará más tiempo en retornar a la meta luego de un *shock* de oferta siempre que dicho *shock* sea más persistente y/o que el grado de indización sea mayor.

GRÁFICO 5

Horizonte Implícito bajo Distintos Valores del Parámetro de Persistencia de los *Shocks* de Oferta (ρ_{AS}) y del Parámetro de Indexación (δ)



Fuente: Cálculos propios.

El cuadro 4 resume el tipo de relación entre los momentos seleccionados y la persistencia de los *shocks* de oferta en los cuatro posibles casos extremos: *shocks* de oferta altamente y poco persistentes y grados altos y bajos de indización.

4. Política Monetaria Óptima

Analizaremos ahora el rol de la política monetaria con *shocks* de oferta persistentes e indización, comparando las implicancias para distintos tipos de banco central en función de sus preferencias. Siguiendo a Giannoni y Woodford (2003), suponemos que el banco central se comporta de manera óptima, es decir, minimiza una función de pérdida bajo compromiso sujeto a las restricciones que le impone el comportamiento de la economía.³² En particular, la autoridad monetaria resuelve el siguiente problema:

³⁰ En el gráfico se muestra un tope de 50 trimestres (150 meses); no obstante, la duración podría ser mayor y dicho tope simplemente es el máximo de periodos definidos para el cálculo de las funciones impulso-respuesta.

³¹ Nótese que en este caso también se observa el umbral mencionado en el caso del efecto sobre la volatilidad de las variables.

³² Es importante señalar que al especificar completamente el problema del banco central podemos prescindir de la función de reacción estimada (ecuación 3). El costo de esto, sin embargo, es que se restringe la acción del banco central a respuestas únicamente a cambios en las condiciones económicas y no existe la posibilidad de cambios aleatorios de política.

CUADRO 4

Cuantificación del Efecto de *Shocks* de Persistentes e Indexación
(casos extremos)

	Persistencia ^a				Volatilidad ^b				Horizonte implícito (en trim.) ^c
	π	y	θ	r	π	y	θ	r	
Tipo de relación con ρ_{AS} ^d									
Baja indexación ($\delta = 0.9$)	L	NL	NL	NL	NL	NL	NL	NL	NL
Alta indexación ($\delta = 0.1$)	-	L	NL	L	NL	NL	NL	NL	-
Persistencia mínima de los <i>shocks</i> de oferta ($\rho_{AS} = 0$)									
Baja indexación ($\delta = 0.9$)	0.184	0.790	0.599	0.766	0.4	2.2	3.8	2.6	2 (6)
Alta indexación ($\delta = 0.1$)	0.984	0.844	0.597	0.863	2.2	2.5	3.8	3.4	50+ (150+)
Persistencia máxima de los <i>shocks</i> de oferta ($\rho_{AS} = 0.9$)									
Baja indexación ($\delta = 0.9$)	0.902	0.886	0.700	0.925	8.7	3.4	4.5	8.7	50+ (150+)
Alta indexación ($\delta = 0.1$)	0.998	0.992	0.654	0.996	24.1	14.1	4.2	24.0	50+ (150+)

Fuente: Cálculos propios.

a. Corresponde al coeficiente autorregresivo de primer orden.

b. Corresponde a la desviación estándar de la serie.

c. Entre paréntesis el equivalente en meses.

d. L corresponde a lineal y LN a no lineal.

$$\min_{\pi_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\pi_t^2 + \alpha_y y_t^2) \quad (10)$$

Sujeto a:

$$y_t = \mu y_{t+1} + (1-\mu)y_{t-1} - \phi(r_t - E_t \pi_{t+1}) + \kappa q_{t-1} + \varepsilon_t^{IS} \quad (11)$$

$$\pi_t = \delta E_t \pi_{t+1} + (1-\delta)\pi_{t-1} + \lambda y_t + \varepsilon_t^{AS} \quad (12)$$

$$q_t = \psi E_t q_{t+1} + (1-\psi)q_{t-1} - \varphi(r_t - E_t \pi_{t+1} - R_t^f) + \varepsilon_t^{EM} \quad (13)$$

$$\varepsilon_t^{IS} = \rho_{IS} \varepsilon_{t-1}^{IS} + \nu_t^{IS} \quad (14)$$

$$\varepsilon_t^{AS} = \rho_{AS} \varepsilon_{t-1}^{AS} + \nu_t^{AS} \quad (15)$$

$$\varepsilon_t^{EM} = \rho_{EM} \varepsilon_{t-1}^{EM} + \nu_t^{EM} \quad (16)$$

$$R_t^f = \rho_f R_{t-1}^f + \nu_t^f \quad (17)$$

El modelo especificado en las ecuaciones (10) a (17) fue resuelto mediante el método de Blanchard y Khan (1980) y se simuló el comportamiento de las variables para 2000 períodos.³³ La solución del

modelo se obtuvo para cada posible valor de los parámetros ρ_{AS} y δ ,³⁴ y se usaron los valores promedio estimados presentados en el cuadro 1 para los demás parámetros. Los parámetros de la función de pérdida del banco central definirán el tipo de banco central. En particular, y tomando la idea de Ball (1995), el banco central puede catalogarse como duro o suave respecto de la inflación según el peso que asigne al producto en su función de pérdida, esto es, según el valor del parámetro α_y .³⁵ Un banco central duro pondera únicamente la inflación en su función de pérdida, es decir $\alpha_y = 0$ en la ecuación (10), lo cual implica que, ante cualquier desvío de la inflación respecto de la meta, la entidad monetaria reaccionará agresivamente para cerrar dicha brecha en un período. Un banco central suave, en tanto, buscará minimizar la variabilidad tanto de la inflación como

³³ El modelo al cuál se aplica la metodología de Schmitt-Grohé y Uribe (2004) consta de las ecuaciones (11) a (17) más la condición de primer orden de la minimización de la función de pérdida.

³⁴ En este ejercicio restringimos una vez más los valores de los parámetros ρ_{AS} y δ a los intervalos $[0,1)$ y $[0,1,0,9]$, respectivamente.

³⁵ Estos términos vienen del inglés “inflation hawk” (halcón) e “inflation dove” (paloma), respectivamente (Lengwiler y Orphanides, 2002).

del producto, así $\alpha_y > 0$.³⁶ Si bien este último caso establece que el banco central le da una ponderación positiva a la brecha del producto en su función de pérdida, la importancia de esta variable no está clara. Por ello definimos tres tipos de banco central anidados entre los suaves: i) aquellos para los cuales los desvíos de la inflación son más importantes que la brecha del producto ($\alpha_y = 0.5$); ii) aquellos que dan la misma ponderación a los desvíos de la inflación y a la brecha del producto ($\alpha_y = 1$); y, finalmente, iii) aquellos para los cuales los desvíos de la inflación son menos importantes que la brecha del producto ($\alpha_y = 1.5$). Para la tasa de descuento subjetiva (β) fijamos un valor de 0.99, como es usual en la literatura.

En el gráfico 6 presentamos el coeficiente autorregresivo (panel a) y la desviación estándar (panel b) de la tasa de inflación, calculados a partir de las series simuladas para cada posible valor de ρ_{AS} y δ , y para los cuatro tipos de banco central descritos antes. Como era de esperar, las diferencias fundamentales en el comportamiento de la persistencia de la inflación se observan entre los resultados obtenidos con un banco central duro y uno suave. Entre los tres tipos de banco central suave, dichas diferencias son sólo marginales. En particular, bajo una autoridad monetaria que únicamente pondera la inflación en su función de pérdida, la persistencia de la inflación fluctúa alrededor de cero, sin importar que los *shocks* de oferta se tornen más persistentes o que el grado de indización tienda a aumentar. No obstante, es notorio que a medida que los *shocks* de oferta son más persistentes, el coeficiente autorregresivo de la inflación se torna más volátil. Por su parte, para un banco central suave, el comportamiento de la persistencia es muy similar, en forma y en magnitud, al observado en la subsección anterior bajo la regla de política estimada para el Banco Central de Chile. Estos resultados nos llevan a inferir que las implicaciones encontradas antes sobre la persistencia de la inflación son válidas sólo cuando el banco central es suave.³⁷

La desviación estándar de la inflación, con un banco central duro, es nula sin importar si los *shocks* de oferta son persistentes o no y si los agentes buscan un mayor grado de indización, lo cual se explica por el hecho de que es justamente la variabilidad de la inflación la que el banco central intenta minimizar. Por otro lado, y al igual

que en el caso de la persistencia de la inflación, cuando el banco central es suave, la desviación estándar de esta variable se comporta de manera similar a lo hallado en la subsección anterior. En particular, es notoria la relación no lineal y convexa entre la desviación estándar de la inflación y el coeficiente autorregresivo de los *shocks* de oferta. Adicionalmente, el rol del grado de indización es relevante en el sentido de exacerbar el efecto sobre la desviación estándar, ya que esta es sustancialmente mayor cuando el grado de indización es alto y los *shocks* de oferta son muy persistentes. Por último, mientras mayor es la ponderación que el banco central le da a la brecha del producto en su función objetivo, mayores serán los valores máximos que alcanza la desviación estándar de la inflación cuando los *shocks* son altamente persistentes. Esto es así debido a que en la disyuntiva entre la volatilidad de la brecha del producto y la de la inflación impuesta por la estructura de la economía, el banco central tenderá a inclinarse más hacia la minimización de la primera a medida que α_y aumente.

La persistencia y la volatilidad de la brecha del producto resultante de las simulaciones se presentan en el gráfico 7, paneles (a) y (b), respectivamente. Nótese que con un banco central duro la persistencia de la brecha del producto crece de manera lineal con la persistencia de los *shocks* de oferta. Lo anterior se funda en que, ante *shocks* más persistentes, un banco central de este tipo reaccionará agresivamente incrementado la tasa de interés para eliminar la brecha entre la inflación y su meta en un período y, por tanto, mientras más alta sea la tasa de interés (como desvío respecto de su valor neutral) el producto se mantendrá persistentemente por debajo de su nivel potencial. Por otro lado, en este caso el grado de indización no parece ser un factor de importancia. Cuando el banco central es suave, en tanto, los resultados son algo curiosos y distintos a los encontrados en la subsección anterior. En particular, la brecha del producto es altamente

³⁶ Svensson (1999) hace una distinción similar pero relacionada con el tipo de esquema de metas de inflación. En particular, un banco central sigue el esquema de metas de inflación estricto si solo pondera la inflación en su función de pérdida y sigue un esquema más flexible si incluye además la brecha del producto.

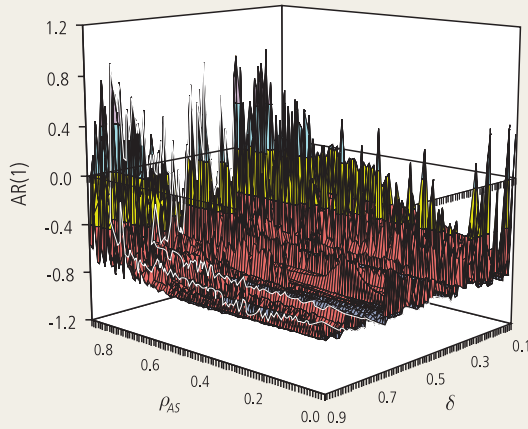
³⁷ En palabras de Svensson (1999), el Banco Central de Chile seguiría un esquema de metas de inflación flexible.

GRÁFICO 6

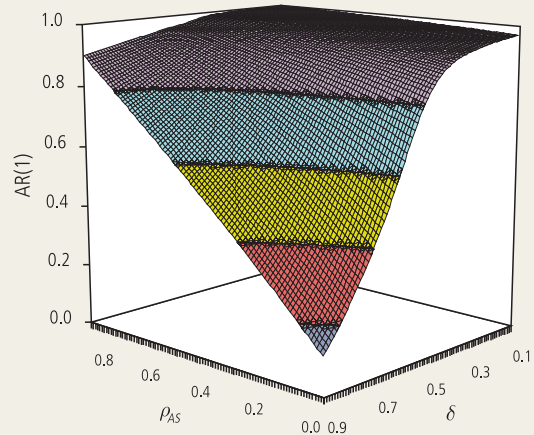
Persistencia y Volatilidad de la Inflación bajo Política Monetaria Óptima y Distintos Valores del Parámetro de Persistencia de los Shocks de Oferta (ρ_{AS}) y del Parámetro de Indexación (δ)

(a) Persistencia

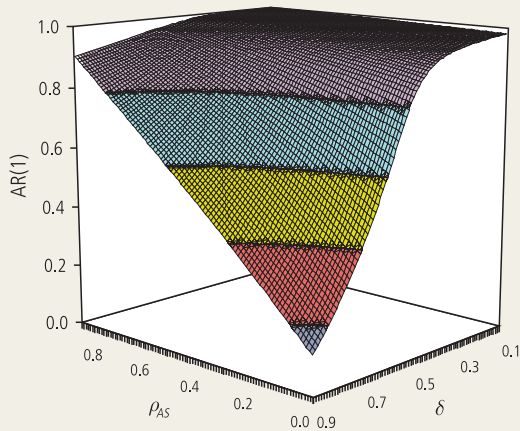
Banco Central con $\alpha_y = 0$



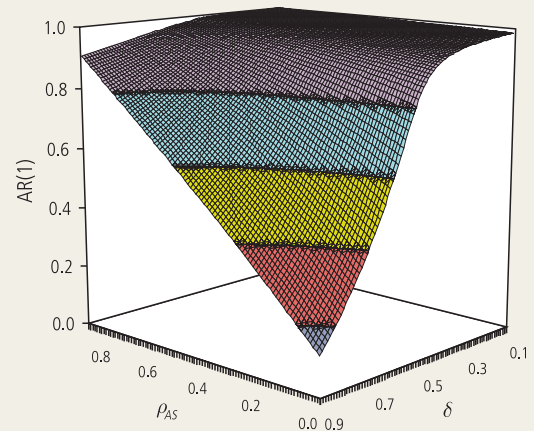
Banco Central con $\alpha_y = 0.5$



Banco Central con $\alpha_y = 1$



Banco Central con $\alpha_y = 1.5$



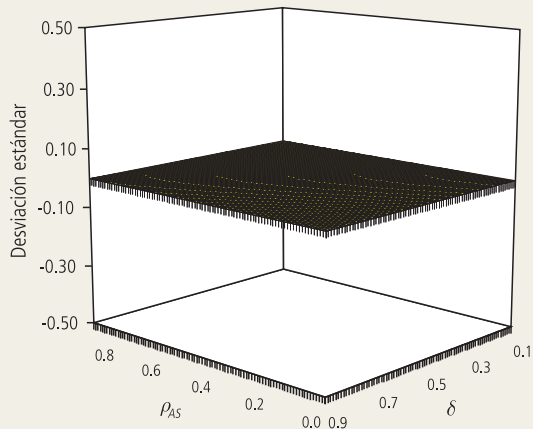
Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 6 (continuación)

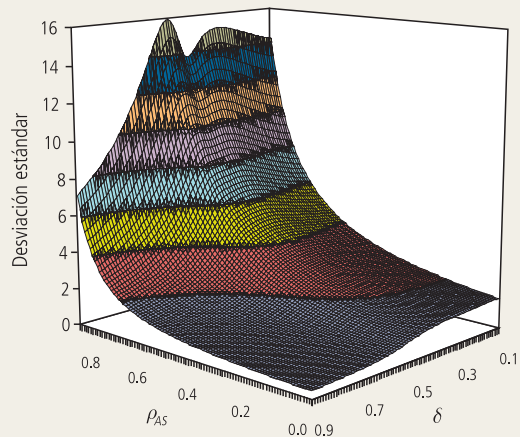
Persistencia y Volatilidad de la Inflación bajo Política Monetaria Óptima y Distintos Valores del Parámetro de Persistencia de los *Shocks* de Oferta (ρ_{AS}) y del Parámetro de Indexación (δ)

(b) Volatilidad

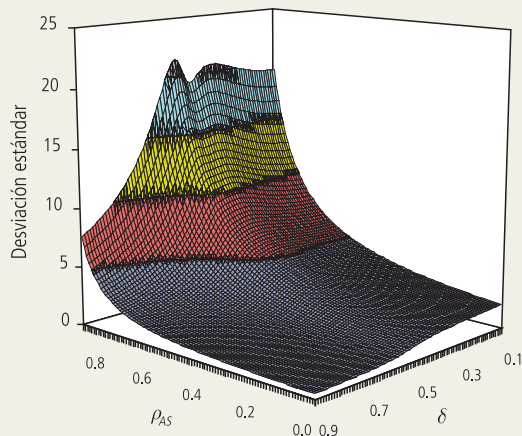
Banco Central con $\alpha_y = 0$



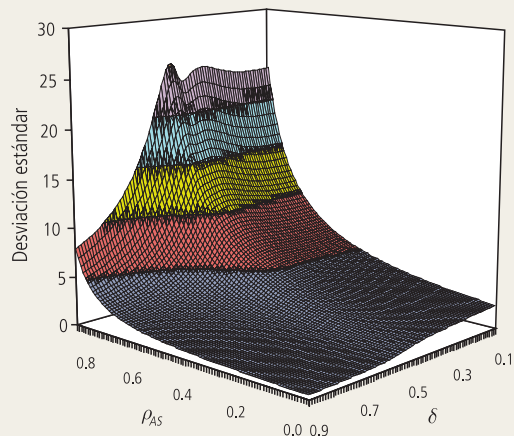
Banco Central con $\alpha_y = 0.5$



Banco Central con $\alpha_y = 1$



Banco Central con $\alpha_y = 1.5$

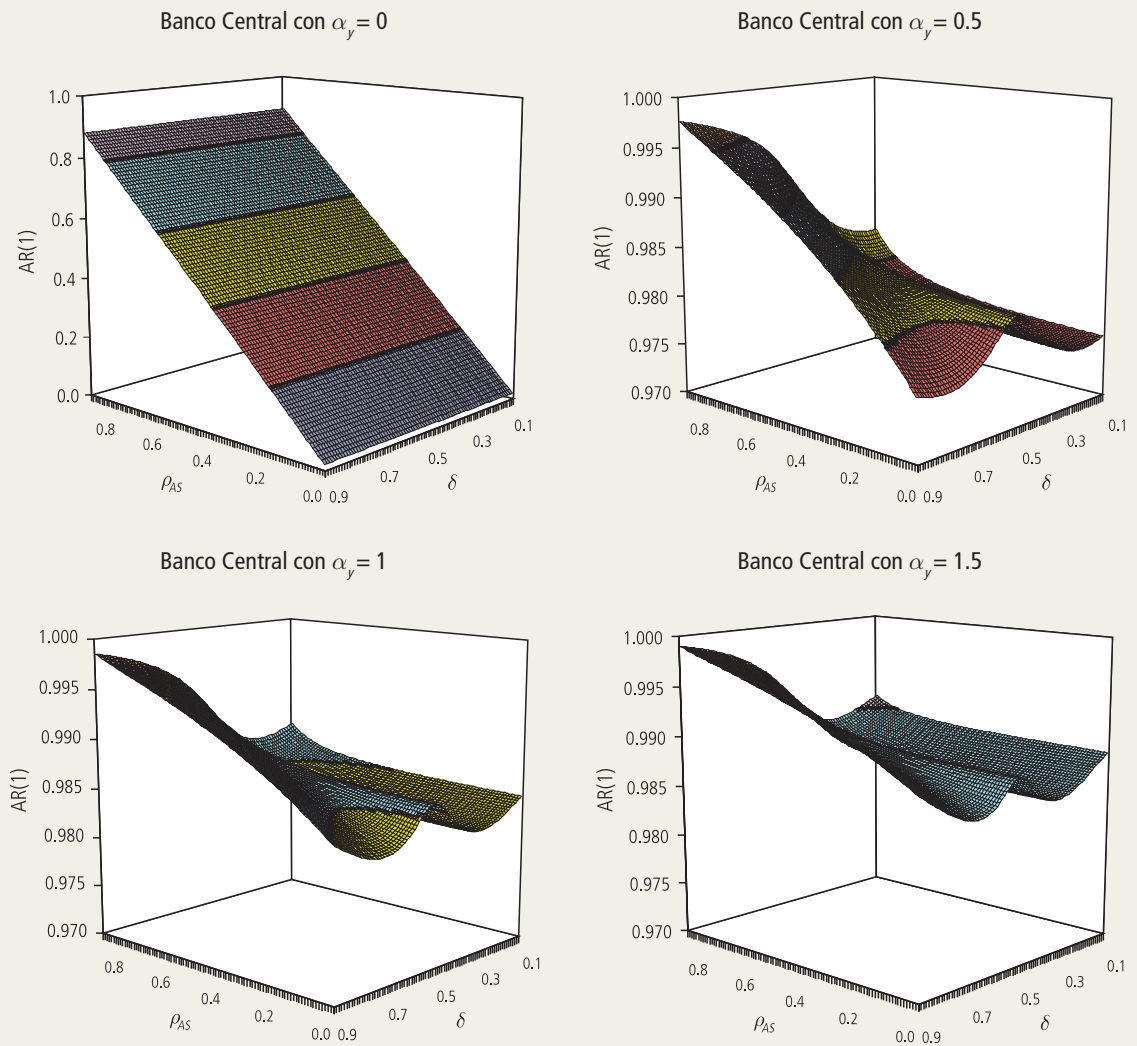


Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 7

Persistencia y Volatilidad del Producto bajo Política Monetaria Óptima y Distintos Valores del Parámetro de Persistencia de los Shocks de Oferta (ρ_{AS}) y del Parámetro de Indexación (δ)

(a) Persistencia



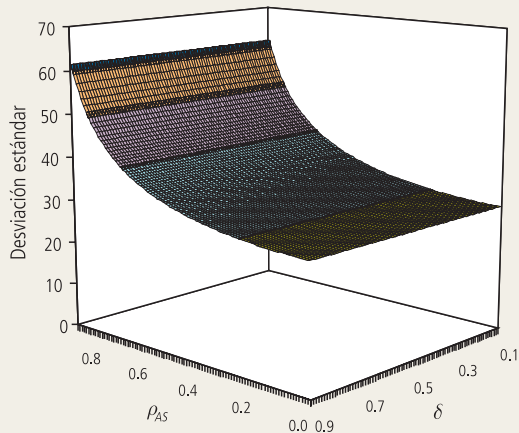
Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 7 (continuación)

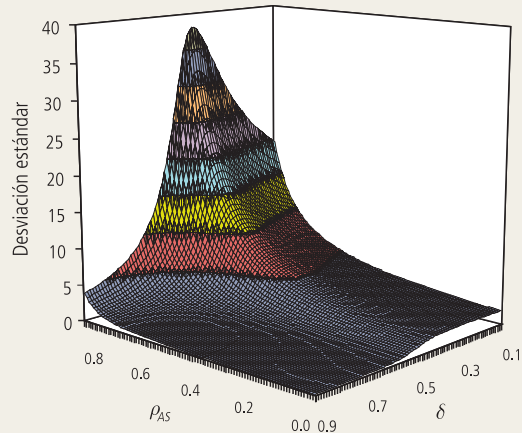
Persistencia y Volatilidad del Producto bajo Política Monetaria Óptima y Distintos Valores del Parámetro de Persistencia de los Shocks de Oferta (ρ_{AS}) y del Parámetro de Indexación (δ)

(b) Volatilidad

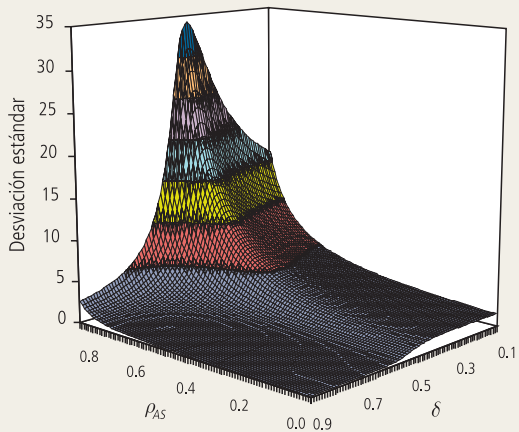
Banco Central con $\alpha_y = 0$



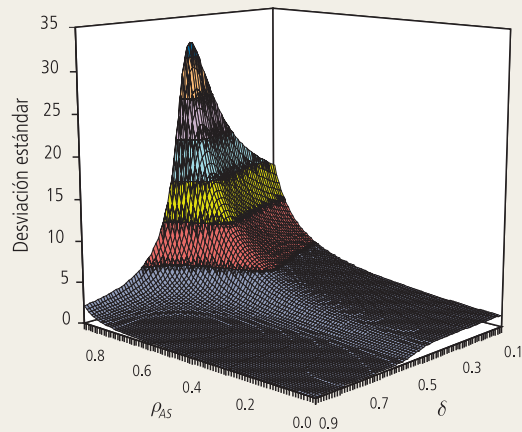
Banco Central con $\alpha_y = 0.5$



Banco Central con $\alpha_y = 1$



Banco Central con $\alpha_y = 1.5$



Fuente: Cálculos propios.

persistente para cualquier valor de los parámetros ρ_{AS} y δ (su coeficiente autorregresivo supera 0.9 en cualquier caso). Más aún, mientras mayor es la ponderación que el banco central asigna a la brecha del producto en su función de pérdida, menos relevantes se tornan estos parámetros (nótese que el gráfico tiende a aplanarse en valores cercanos a 1).

En presencia de un banco central duro, existe una relación no lineal y convexa entre la desviación estándar de la brecha del producto y la persistencia de los *shocks* de oferta. Más aún, es notorio que la brecha del producto es altamente volátil en este caso y que el grado de indexación no parece jugar un rol relevante. Estos resultados tienen directa relación con lo comentado antes respecto del comportamiento del banco central ante *shocks* más persistentes, e implican que los costos de una política para reducir la inflación en un contexto de *shocks* persistentes pueden ser bastante altos en términos de producto. Por su parte, cuando el banco central se cataloga como suave, una mayor persistencia y un mayor grado de indexación llevan a una escalada importante en la desviación estándar de la brecha del producto y nuevamente se nota la posible existencia de un valor umbral en el parámetro δ . En términos de magnitud, y como era de esperarse, mientras mayor sea la ponderación que le dé el banco central a la brecha del producto, menores serán los valores máximos a los que alcanza su desviación estándar cuando los *shocks* de oferta se tornen muy persistentes.

En el caso del tipo de cambio, cuando el banco central es duro, su persistencia tiende a ser negativa (gráfico 8, panel a), lo cual es coherente con un banco central que mueve agresivamente la tasa de interés (aumentándola o disminuyéndola) para mantener la inflación en la meta, generando con ello discrepancias importantes tanto positivas como negativas respecto de la tasa de interés externa. En el caso de la desviación estándar del tipo de cambio (panel b del mismo gráfico), es notorio que los movimientos agresivos de la tasa de interés asociados a un banco central duro generan una alta volatilidad en la brecha de tasas y, con ello, en el tipo de cambio. Cuando la autoridad monetaria es suave, en tanto, los resultados son muy similares a los hallados en la subsección anterior tanto para su persistencia como para su volatilidad.

El gráfico 9 (paneles a y b) presenta ambos momentos para la tasa de interés. Nótese que, con un banco central duro, la persistencia de la tasa de interés toma siempre valores negativos, lo cual se debe, como ya se mencionó, a la respuesta agresiva del banco central. El grado de indexación, en tanto, no parece ser un factor preponderante. Por otro lado, si el banco central es suave, es evidente que la persistencia de la tasa de interés tiende a aumentar a medida que los *shocks* de oferta se tornan más persistentes y el grado de indexación se profundiza, hecho que se debe a que la respuesta del banco central a una inflación inercial será mantener persistentemente alta la tasa de interés. Un elemento importante de señalar es que, si bien la combinación entre *shocks* persistentes y un mayor grado de indexación incrementa la persistencia de la tasa de interés, esta tiende a mantenerse en valores negativos para la mayoría de dichas combinaciones, lo que difiere sustancialmente de lo encontrado más arriba y podría explicarse por nuestro supuesto de que el banco central no muestra preferencias por suavizar la tasa de interés (los rezagos de la tasa de interés no aparecen en la función de pérdida) ni le preocupan las desalineaciones del tipo de cambio.

Al igual que en el caso de la desviación del tipo de cambio, cuando el banco central es duro, la tasa de interés también alcanza niveles considerablemente altos para cualquier valor de los parámetros ρ_{AS} y δ , lo que es consecuencia directa de las preferencias de la autoridad monetaria. Cuando el banco central es suave, en tanto, las implicancias de la persistencia de los *shocks* y del grado de indexación sobre el comportamiento de la desviación estándar es muy similar a lo encontrado para la tasa de inflación (función convexa con la presencia de valores umbral para el parámetro δ), y sólo se diferencia en magnitud para los distintos valores de α_y . En particular, los valores máximos que puede alcanzar la desviación estándar cuando los *shocks* se tornan muy persistentes decrece a medida que el banco central le da mayor ponderación a la brecha del producto, lo cual es coherente con la menor agresividad de la respuesta a *shocks* más persistentes.

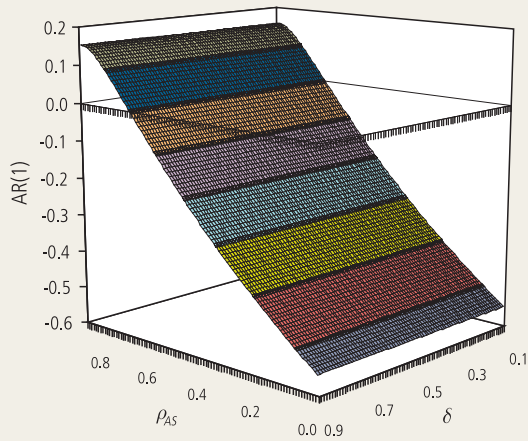
El tiempo que demora la inflación en retornar a la meta luego de un *shock* de oferta se presenta en el gráfico 10. Como se observa, con un banco central duro la inflación retorna a su meta inmediatamente

GRÁFICO 8

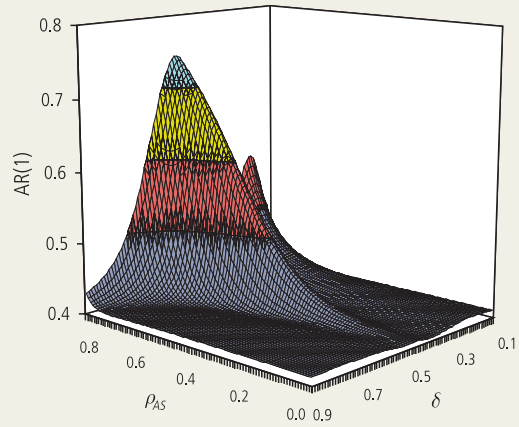
Persistencia y Volatilidad del Tipo de Cambio Real bajo Política Monetaria Óptima y Distintos Valores del Parámetro de Persistencia de los *Shocks* de Oferta (ρ_{AS}) y del Parámetro de Indexación (δ)

(a) Persistencia

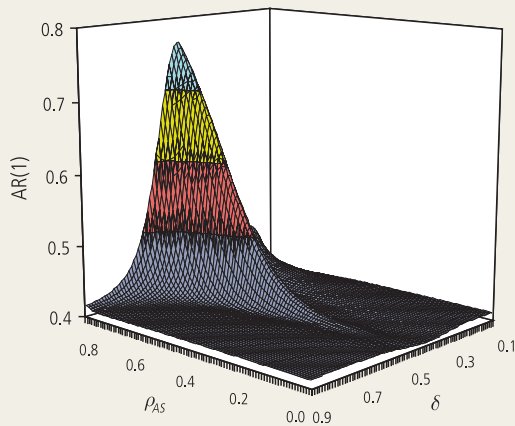
Banco Central con $\alpha_y = 0$



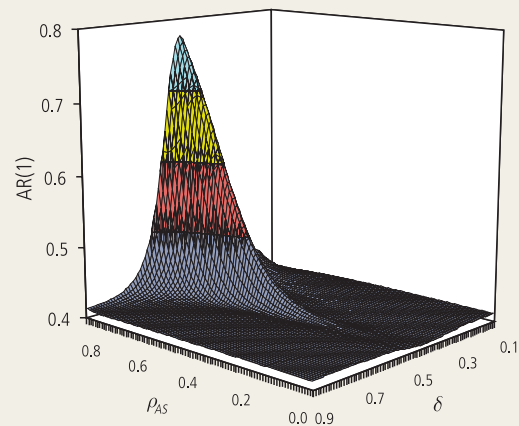
Banco Central con $\alpha_y = 0.5$



Banco Central con $\alpha_y = 1$



Banco Central con $\alpha_y = 1.5$



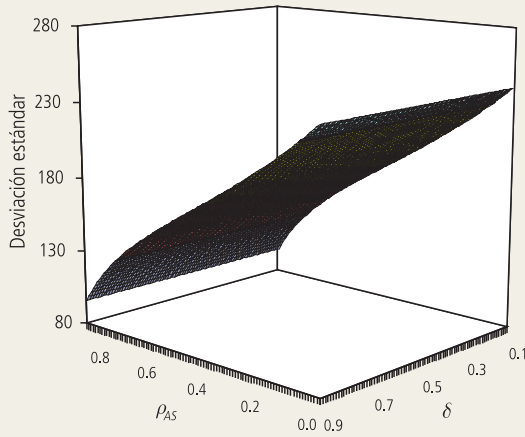
Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 8 (continuación)

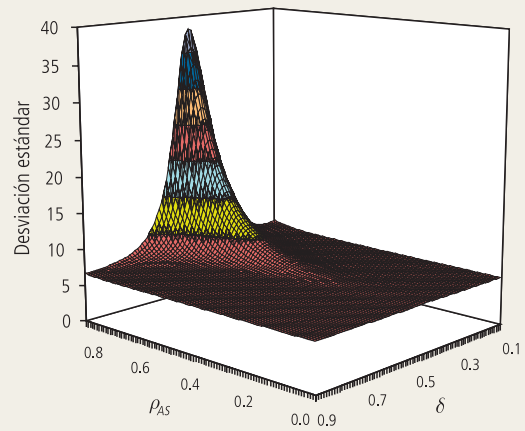
Persistencia y Volatilidad del Tipo de Cambio Real bajo Política Monetaria Óptima y Distintos Valores del Parámetro de Persistencia de los *Shocks* de Oferta (ρ_{AS}) y del Parámetro de Indexación (δ)

(b) Volatilidad

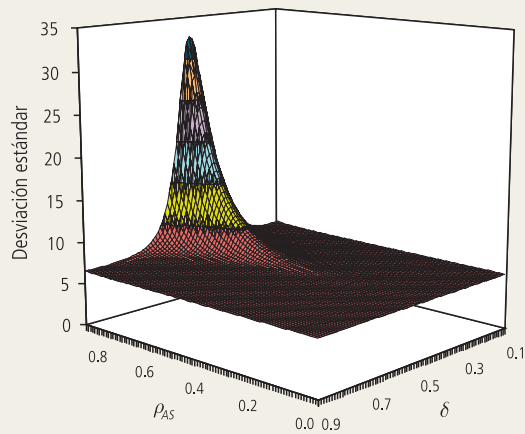
Banco Central con $\alpha_y = 0$



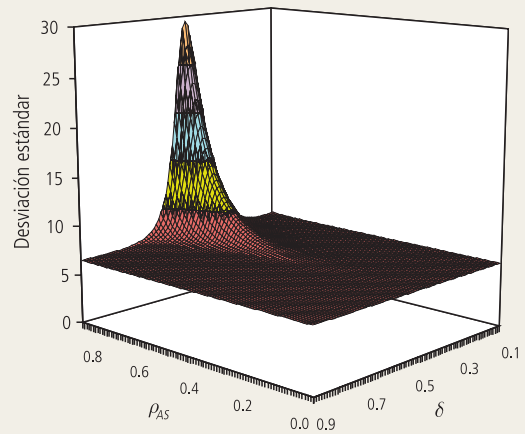
Banco Central con $\alpha_y = 0.5$



Banco Central con $\alpha_y = 1$



Banco Central con $\alpha_y = 1.5$

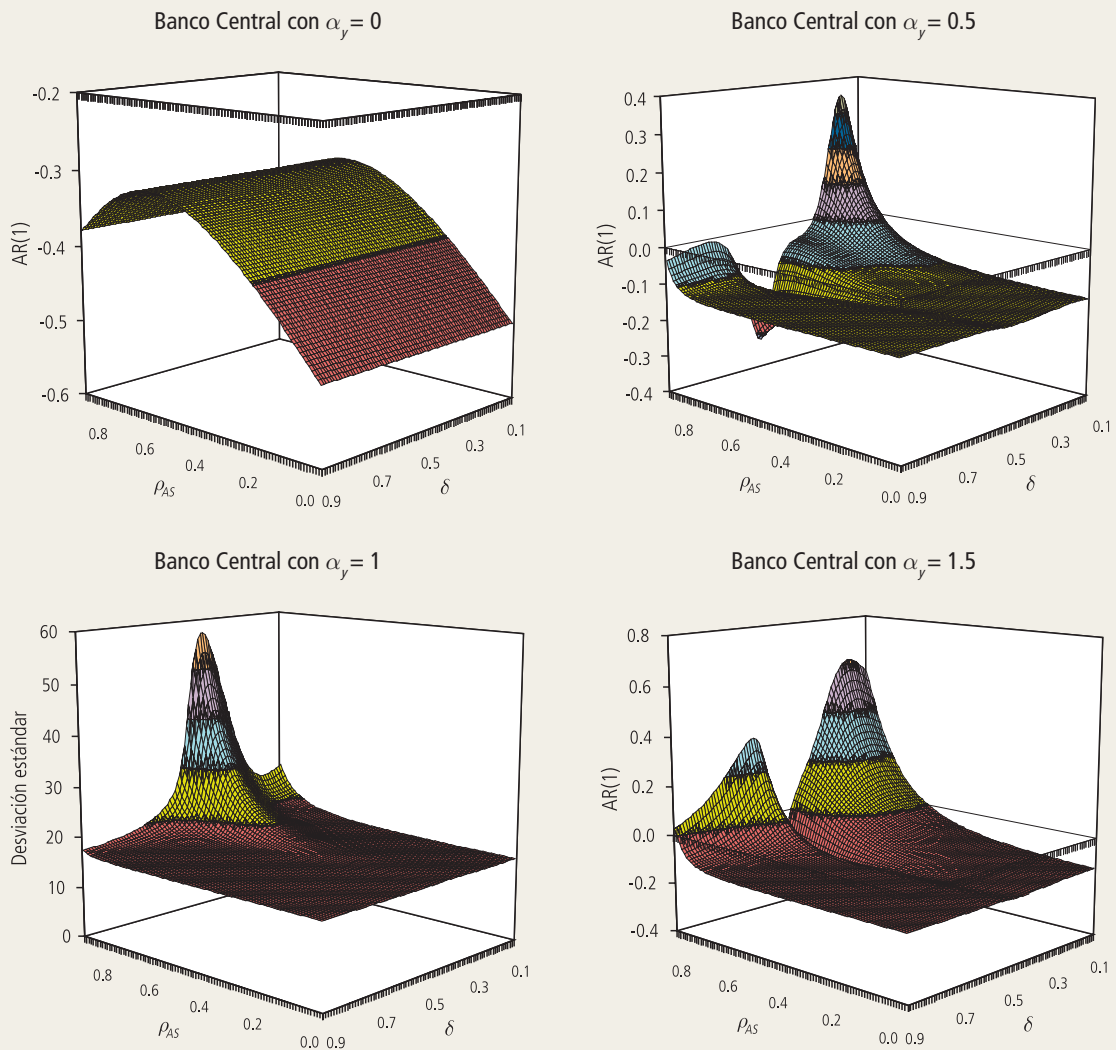


Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 9

Persistencia y Volatilidad de la Tasa de Interés bajo Política Monetaria Óptima y Distintos Valores del Parámetro de Persistencia de los *Shocks* de Oferta (ρ_{AS}) y del Parámetro de Indexación (δ)

(a) Persistencia



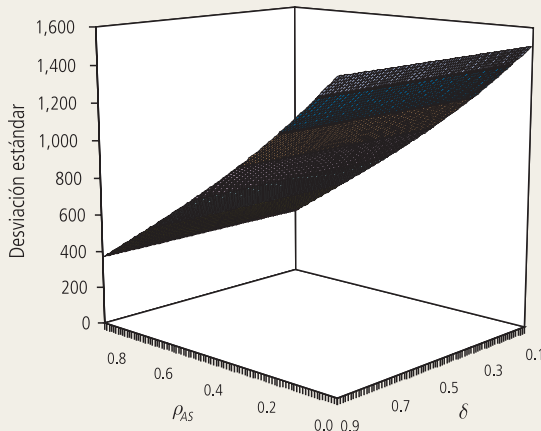
Fuente: Cálculos propios.

GRÁFICO 9 (continuación)

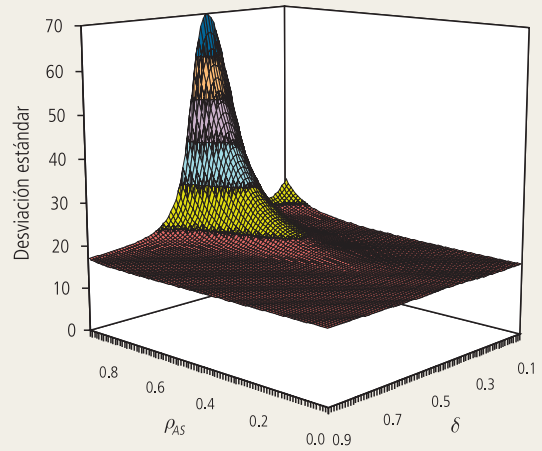
Persistencia y Volatilidad de la Tasa de Interés bajo Política Monetaria Óptima y Distintos Valores del Parámetro de Persistencia de los *Shocks* de Oferta (ρ_{As}) y del Parámetro de Indexación (δ)

(b) Volatilidad

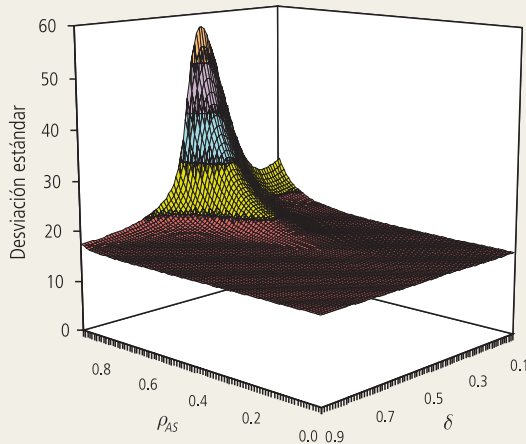
Banco Central con $\alpha_y = 0$



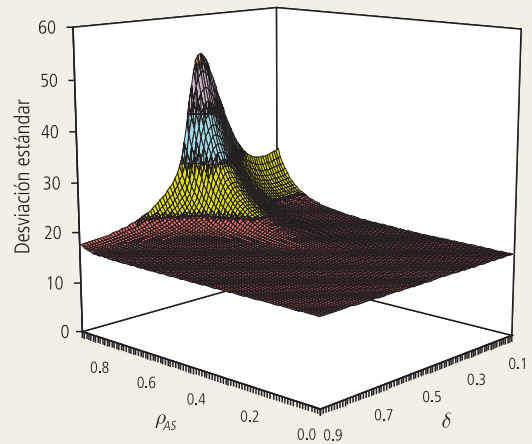
Banco Central con $\alpha_y = 0.5$



Banco Central con $\alpha_y = 1$



Banco Central con $\alpha_y = 1.5$

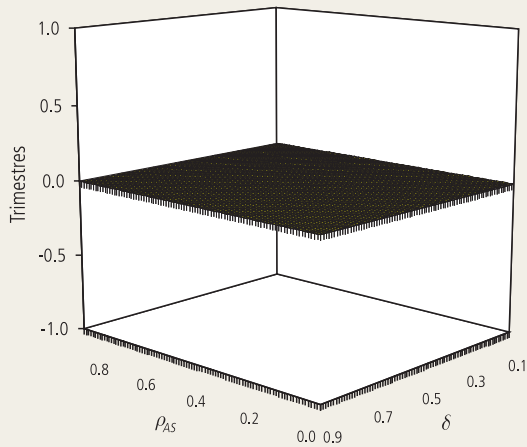


Fuente: Cálculos propios.

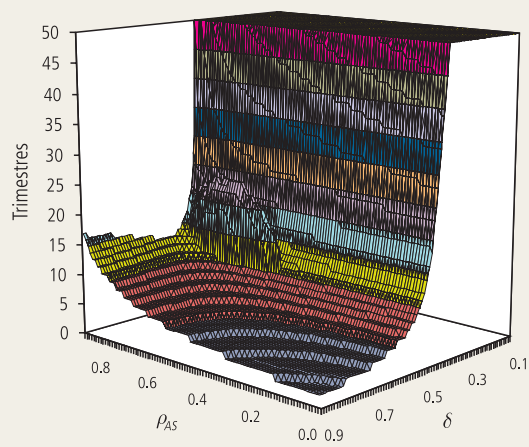
GRÁFICO 10

Horizonte Implícito bajo Política Monetaria Óptima y Distintos Valores del Parámetro de Persistencia de los *Shocks* de Oferta (ρ_{AS}) y del Parámetro de Indexación (δ)

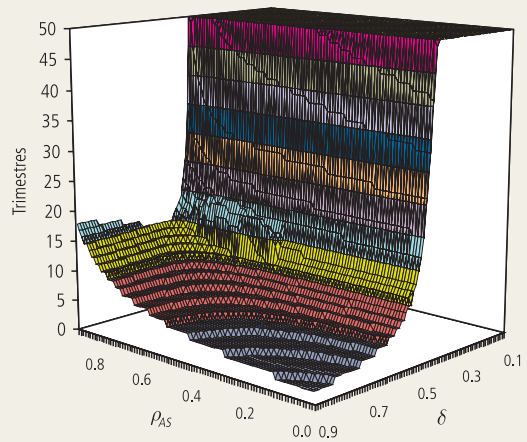
Banco Central con $\alpha_y = 0$



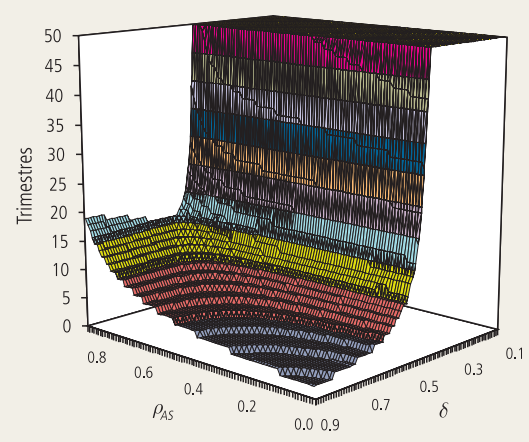
Banco Central con $\alpha_y = 0.5$



Banco Central con $\alpha_y = 1$



Banco Central con $\alpha_y = 1.5$



Fuente: Cálculos propios.

luego de ocurrido un *shock*, y por tanto el horizonte implícito es nulo para cualquier grado de persistencia en los *shocks* y de indexación. En el caso en que $\alpha_y > 0$, se observa que, con un grado de indexación muy alto, la inflación demorará mucho tiempo en retornar a la meta (150 meses o más), lo cual es notorio aun si los *shocks* de oferta son poco o muy persistentes. Si el grado de indexación fuera bajo, el parámetro autorregresivo de los *shocks* de oferta jugaría un rol importante en incrementar el horizonte implícito (hasta un máximo de entre 50 y 60 meses). Nótese que también en este caso la relación no lineal y convexa es evidente. En términos de magnitud, las diferencias entre las simulaciones bajo las distintas ponderaciones (positivas) que le da la autoridad monetaria a la brecha del producto son sólo marginales.

El cuadro 5 resume la cuantificación de los efectos de *shocks* de oferta persistentes y distintos grados de indexación sobre los momentos de las series, esto bajo un banco central duro y uno suave. Cabe señalar que sólo se presentan los resultados para los casos extremos de los parámetros ρ_{AS} y δ y, para el caso de un banco central suave, se presentan los intervalos (si corresponde) asociados a los tres tipos anidados en este.

IV. COMENTARIOS FINALES

Con un modelo neokeynesiano simple para una economía abierta, analizamos y cuantificamos las implicaciones de *shocks* de oferta persistentes para la economía chilena. En el análisis centramos nuestra atención en los efectos sobre la persistencia y la volatilidad de la tasa de inflación, la brecha del producto, el tipo de cambio real y la tasa de interés y sobre la duración del desequilibrio para el caso de la inflación, una vez ocurrido un *shock* de oferta (horizonte implícito). Es importante destacar que en este artículo revisamos solamente las implicaciones de la persistencia de los *shocks* de oferta y dejamos de lado la incertidumbre asociada a dicha persistencia. Como lo demuestran Morandé y Tejada (2008), las principales fuentes de incertidumbre en la economía chilena están asociadas justamente a los *shocks* y no así a los parámetros del modelo, por lo que el análisis de la incertidumbre en la persistencia de este tipo de *shocks* puede ser un tema interesante de investigación futura. Esto es hoy muy pertinente porque, a la larga,

algunos de los *shocks* de oferta —aumento de precios de materias primas— no fueron tan persistentes después de todo y se revirtieron en parte con la profunda recesión que azotó al mundo entre el cuarto trimestre del 2008 y el segundo semestre del 2009. Pero esto no lo sospechábamos antes de septiembre del 2008, cuando pensábamos que dichos precios iban a seguir subiendo, o al menos se mantendrían en niveles muy elevados.

Al simular el modelo para cada posible valor del coeficiente autorregresivo de los *shocks* de oferta, encontramos que, cuando estos son más persistentes, llevan a una mayor inercia (como era de esperar) y a una mayor volatilidad en las principales variables macroeconómicas. Más aún, mientras mayor sea el coeficiente autorregresivo de los *shocks* de oferta, mayor será el efecto ante cambios marginales en este (la relación es no lineal y en particular convexa). Al agregarse una fuente adicional de persistencia, como lo es el grado de indexación, el impacto de la persistencia en los *shocks* de oferta se ve exacerbado. Parece existir un valor umbral para el grado de indexación, a partir del cual sus efectos se acentúan, el mismo que la economía chilena no habría atravesado. Finalmente, encontramos que, con un banco central que sólo pondera la tasa de inflación en su función de pérdida, la persistencia y la volatilidad de esta variable tienden a cero sin importar si los *shocks* de oferta se tornan más persistentes o si el grado de indexación aumenta, con lo cual cualquier desvío de la meta es corregido inmediatamente. Los costos son claramente más persistencia y volatilidad en las otras variables consideradas. Cuando el banco central le da importancia a la brecha del producto, las implicaciones de *shocks* de oferta más persistentes son coherentes con las halladas utilizando la regla de política estimada para el Banco Central de Chile.

En términos cuantitativos, después de un *shock* de oferta, y según cuán persistente sea este, la inflación podría incrementarse hasta un máximo de entre 0.5 y algo más de 7 puntos porcentuales. Así, *shocks* netamente transitorios incrementarán la inflación, pero esta se mantendrá dentro del rango meta del banco central. *Shocks* muy persistentes, en tanto, pueden llevar la tasa de inflación muy lejos del rango (en el extremo la inflación supera 10%). La reacción del banco central generaría un incremento en la

CUADRO 5

Cuantificación del Efecto de *Shocks* de Oferta Persistentes e Indexación bajo Distintos tipos de Banco Central (casos extremos)

	Persistencia ^a			Volatilidad ^b			Horizonte implícito (en trim.) ^c	
	π	y	θ	r	π	y		θ
Banco Central duro respecto a la inflación (<i>inflation hawk central bank</i>)								
Tipo de relación con ρ_{AS}								
Baja indexación ($\delta = 0.9$)	-	L	L	NL	-	NL	L	L
Alta indexación ($\delta = 0.1$)	-	L	L	NL	-	NL	L	L
Persistencia mínima de los <i>shocks</i> de oferta ($\rho_{AS} = 0$)								
Baja indexación ($\delta = 0.9$)	-0.34	0.02	-0.54	-0.49	0	29	240	1505
Alta indexación ($\delta = 0.1$)	0.35	0.02	-0.54	-0.49	0	29	240	1505
Persistencia máxima de los <i>shocks</i> de oferta ($\rho_{AS} = 0.9$)								
Baja indexación ($\delta = 0.9$)	-0.55	0.88	0.15	-0.38	0	62	96	373
Alta indexación ($\delta = 0.1$)	-0.42	0.88	0.15	-0.38	0	62	96	373
Banco Central suave respecto a la inflación (<i>inflation dove central bank</i>)								
Tipo de relación con ρ_{AS}								
Baja indexación ($\delta = 0.9$)	L	L	NL	NL	NL	NL	-	NL
Alta indexación ($\delta = 0.1$)	-	NL	NL	NL	NL	NL	NL	-
Persistencia mínima de los <i>shocks</i> de oferta ($\rho_{AS} = 0$)								
Baja Indexación ($\delta = 0.9$)	0.12 - 0.13	0.97 - 0.99	0.41	-0.13	0.38 - 0.39	0.02 - 0.04	6.5	16.2
Alta Indexación ($\delta = 0.1$)	0.97 - 0.99	0.97 - 0.99	0.41	-0.13	1.6 - 2.3	1.3 - 1.8	6.5	16.4
Persistencia máxima de los <i>shocks</i> de oferta ($\rho_{AS} = 0.9$)								
Baja Indexación ($\delta = 0.9$)	0.89 - 0.91	0.99	0.41 - 0.43	-0.03 - 0.03	7.1 - 7.9	2.1 - 3.9	6.5 - 6.7	17 - 18
Alta Indexación ($\delta = 0.1$)	0.99	0.98 - 0.99	0.39	0.11 - 0.55	14.2 - 23.5	14.3 - 19.5	6.7 - 7.5	26 - 29

Fuente: Cálculos propios.

a. Corresponde al coeficiente autorregresivo de primer orden.

b. Corresponde a la desviación estándar de la serie.

c. Entre paréntesis el equivalente en meses.

d. L corresponde a lineal y NL a no lineal.

tasa de interés hasta un máximo de 100 puntos base sobre su nivel neutral cuando los *shocks* de oferta son poco persistentes, y sobre 600 puntos base en el caso extremo con *shocks* altamente persistentes. Ante el comportamiento de la tasa de interés, los efectos máximos sobre el nivel de producto y el tipo de cambio en estos casos extremos varían entre desvíos muy pequeños hasta desvíos superiores a $-2,2$ y $-1,8\%$, respectivamente. El tiempo que demora la inflación en retornar a la meta es a lo más 30 meses con *shocks* de oferta poco persistentes, lo cual es razonablemente coherente con el horizonte de política definido por el Banco Central (12 a 24 meses). Cuando los *shocks* de oferta se tornan muy persistentes, la duración del desequilibrio podría alcanzar niveles que distan mucho de dicho horizonte. Para terminar, estas magnitudes tienden a exacerbarse bajo un grado de indexación mayor y son válidas sólo si el Banco Central pondera de manera positiva la brecha del producto en su función de pérdida.

REFERENCIAS

- Al-Eyd, A.J. y M. Karasulu (2008). "Ambition versus Gradualism in Disinflation Horizons under Bounded Rationality: The Case of Chile." Discussion paper N°308, National Institute of Economic and Social Research.
- An, S. y F. Schorfheide (2007). "Bayesian Analysis of DSGE Models." *Econometric Reviews* 26: 113–72.
- Ball, L. (1995). "Time-Consistent Policy and Persistent Changes in Inflation." *Journal of Monetary Economics* 36: 329–50.
- Bergin, P.R. (2003). "Putting the New Open Economy Macroeconomics to a Test." *Journal of International Economics* 60: 3-34.
- Blanchard, O. y C. Khan (1980). "The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations." *Econometrica*, 48: 1305-11.
- Buncic, D. y M. Melecky (2008). "An Estimated New Keynesian Policy Model for Australia." *The Economic Record* 84: 1-16.
- Calvo, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility Maximization Framework." *Journal of Monetary Economics* 12: 383–98.
- Caputo, R., F. Liendo y J.P. Medina (2006). "New Keynesian Models for Chile in the Inflation Target Period: A Structural Investigation." Documento de Trabajo N°402, Banco Central de Chile.
- Caputo, R. (2005) "Exchange Rates, Inflation and Monetary Policy Objectives in Open Economies: The Experience of Chile." En *Exchange Rates, Capital Flows and Policy*, editado por R. Driver, P. Sinclair y C. Thoenissen. Nueva York, NY, EE.UU.: Routledge.
- Céspedes, L.F. y C. Soto (2007). "Credibility and Inflation Targeting in Chile." En *Monetary Policy Under Inflation Targeting*, editado por F. Mishkin y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Céspedes, L.F., M. Ochoa y C. Soto (2005). "The New Keynesian Phillips Curve in an Emerging Market Economy: The Case of Chile." Documento de Trabajo N°355, Banco Central de Chile.
- Cho, S. y A. Moreno (2006). "A Small-Sample Study of the New-Keynesian Macro Model." *Journal Money, Credit and Banking* 38: 1461–81.
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum y C.L. Evans (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy* 113: 1–45.
- Clarida, R.H., J. Galí y M. Gertler (1999). "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective." *Journal of Economic Literature* 37: 1661–707.
- Clarida, R.H., J. Galí y M. Gertler (2000). "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory." *Quarterly Journal of Economics* 115: 147–80.
- Clarida, R.H., J. Galí y M. Gertler (2001). "Optimal Monetary Policy in Open versus Closed Economies: An Integrated Approach." *American Economic Review* 91: 248–52.
- Clarida, R.H., J. Galí y M. Gertler (2002). "A Simple Framework for International Monetary Policy Analysis." *CEPR Discussion Paper Series* N°3355.
- Corbo, V. (2002). "Monetary Policy in Latin America in the 90s." En *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, editado por N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Da Silveira, M. (2008). "Using a Bayesian Approach to Estimate and Compare New Keynesian DSGE Models for the Brazilian Economy: The Role for Endogenous Persistence." *Revista Brasileira de Economia* 62(3): 333-57.
- Davig, T. y E.M. Leeper (2007). "Generalizing the Taylor Principle." *American Economic Review* 97: 607–35.
- De Gregorio, J. (2007). "Defining Inflation Targets, the Policy Horizon and the Output Inflation Tradeoff." Documento de Trabajo N°415, Banco Central de Chile.
- Del Negro, M. y F. Schorfheide (2008). "Forming Priors for DSGE Models (and How It Affects the Assessment of Nominal Rigidities)." NBER Working Paper w13741.
- Fernández-Villaverde, J. y J.F. Rubio (2004). "Comparing Dynamic Equilibrium Economies to Data: A Bayesian Approach." *Journal of Econometrics* 123: 153–87.

- Fuhrer, J.C. y G. Moore (1995). "Inflation Persistence." *Quarterly Journal of Economics* 440: 127-59.
- Galí, J. y M. Gertler (1999). "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis." *Journal of Monetary Economics* 44: 195-222.
- Galí, J., M. Gertler y J.D. López-Salido (2005). "Robustness of the Estimates of the Hybrid New-Keynesian Phillips Curve." *Journal of Monetary Economics* 52: 1107-18.
- Geweke, J. (1999a). "Computational Experiments and Reality." *Computing in Economics and Finance 1999*, Society for Computational Economics.
- Geweke, J. (1999b). "Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models." *Computing in Economics and Finance 1999*, Society for Computational Economics.
- Giannoni, M. y M. Woodford (2003). "Optimal Interest-Rate Rules: I. General Theory." NBER Working Paper w9419.
- Ireland, P.N. (2004). "A Method for Taking Models to the Data." *Journal of Economic Dynamics & Control* 28(6): 1205-26.
- Kydland, F. y E. Prescott (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations." *Econometrica* 50: 1345-70.
- Lengwiler, Y. y A. Orphanides (2002). "Optimal Discretion." *The Scandinavian Journal of Economics* 104(2): 261-76.
- Lindé, J. (2005). "Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach." *Journal of Monetary Economics* 52: 1135-49.
- Medina, J.P. (2008). "The MAS, a DSGE Model for Chile: Implementation and Forecasting." In Bank Indonesia and Bank for International Settlements Workshop on "Structural Dynamic Macroeconomic Models in Asia-Pacific Economies." Bali, Indonesia.
- Medina, J.P. y C. Soto (2005). "Oil Shocks and Monetary Policy in an Estimated DSGE Model for a Small Open Economy." Documento de Trabajo N°353, Banco Central de Chile.
- Medina, J.P. y C. Soto (2007a). "The Chilean Business Cycles through the Lens of a Stochastic General Equilibrium Model." Documento de Trabajo N°457, Banco Central de Chile.
- Medina, J.P. y C. Soto (2007b). "Copper Price, Fiscal Policy and Business Cycles in Chile." Documento de Trabajo N° 458, Banco Central de Chile.
- McCallum, B. y E. Nelson (2000). "Monetary Policy for an Open Economy: An Alternative Framework with Optimizing Agents and Sticky Prices." *Oxford Review of Economic Policy* 16: 74-91.
- Monacelli, T. (2003). "Monetary Policy in a Low Pass-Through Environment." ECB Working Paper N°227, Banco Central Europeo.
- Morandé, F. y M. Tejada (2008). "Fuentes de Incertidumbre en la Conducción de la Política Monetaria en Chile." *Economía Chilena* 11(3): 45-80.
- Obstfeld, M. y K. Rogoff (2000). "New Directions for Stochastic Open Economy Models." *Journal of International Economics* 50: 117-53.
- Rotemberg, J. y M. Woodford (1998). "An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy: Expanded Version." NBER Technical Working Paper t0233.
- Schmidt-Hebbel, K. y M. Tapia (2002). "Inflation Targeting in Chile." *The North American Journal of Economics and Finance* 13: 125-46.
- Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe (2004). "Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-Order Approximation to the Policy Function." *Journal of Economic Dynamics and Control* 28(4): 755-75.
- Schorfheide, F. (2000). "Loss Function-Based Evaluation of DSGE Models." *Journal of Applied Econometrics* 15: 645-70.
- Smets, F. y R. Wouters (2003). "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area." *Journal of the European Economic Association* 1: 1123-75.
- Svensson, L.E.O. (1999). "Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule." *Journal of Monetary Economics* 43: 607-54.
- Svensson, L.E.O. (2000). "Open-Economy Inflation Targeting." *Journal of International Economics* 50: 155-83.
- Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press.