APRENDIZAJE, INDEXACIÓN ENDÓGENA Y DESINFLACIÓN EN EL MODELO NEO-KEYNESIANO

Volker Wieland*

I.Introducción

Por años, uno de los objetivos principales de la literatura macroeconómica ha sido el mejorar la comprensión de los costos de la desinflación. Desde la década de los ochenta, se han estudiado exhaustivamente episodios y estrategias de desinflación desde el supuesto de expectativas racionales. Este supuesto implica que los anuncios de los bancos centrales sobre sus planes de políticas futuras pueden ayudar a reducir la inflación con costo nulo o muy bajo en términos de pérdida de producto, a pesar de que exista rigidez en el nivel de precios. Muchos investigadores consideran este supuesto demasiado optimista a la luz de la experiencia histórica. Por lo tanto, hoy, la mayoría de los modelos utilizados para el análisis combinan el supuesto de expectativas racionales con fricciones adicionales que aumentan el costo de la desinflación, como son la indexación retrospectiva (o basada en índices pasados) exógena de los salarios y de los precios al productor.

En la década de los 90, muchos países lograron reducciones inflacionarias aplicando el esquema de metas de inflación, y esto nos brinda una nueva serie de estudios de caso que puede ayudarnos a comprender los dilemas (tradeoffs) entre inflación y producto y servirnos de terreno de pruebas para el modelamiento macroeconómico. Estas experiencias pueden servir de base para evaluar las desviaciones del modelo neokeynesiano con expectativas racionales e indexación exógena y para investigar la conveniencia de estrategias alternativas de política. Chile, que en 1990 se convirtió en el segundo país en adoptar el esquema de metas inflacionarias, constituye un ejemplo particularmente interesante ahora que cada vez más países en desarrollo optan por aplicar dicho esquema. El episodio chileno de desinflación se destaca por haber sido un proceso muy gradual que se logró con metas temporales de inflación anual.

A la luz de la experiencia chilena, este trabajo analiza las implicancias de dos desviaciones del modelo neokeynesiano de referencia. En primer lugar, sigo la literatura reciente sobre aprendizaje adaptativo y reemplazo el supuesto de expectativas racionales con aprendizaje recursivo de mínimos cuadrados. En segundo lugar, presento la indexación endógena, permitiendo a las empresas elegir entre una indexación retrospectiva o la meta anunciada por el banco central. Al comienzo del episodio desinflacionario, la indexación es completa y las empresas fijadoras de precios esperan una inflación altamente persistente. A medida que las empresas fijadoras de precios aprenden con el paso del tiempo, vuelven a evaluar la probabilidad de que se cumplan las metas anunciadas y aplican los reajustes contractuales que correspondan.

Las conclusiones a las que arriba este trabajo indican que el aprendizaje y la indexación endógena pueden reducir el costo de la desinflación. Un criterio de avance gradual puede aprovechar esta dinámica favorable para lograr cumplir con la meta de largo plazo con costos más bajos en términos de producto. Un resultado nuevo que resulta interesante es que, cuando se anuncian y se logran metas inflacionarias anuales, los costos de la desinflación son menores que los que surgen cuando se anuncia una meta inflacionaria de largo plazo que solo se alcanzará luego de muchos años de bajas graduales. Los modelos que simulan las metas reales anunciadas por el Banco Central de Chile durante la desinflación de 1990 a 2001 implican una dinámica favorable de aprendizaje e indexación.

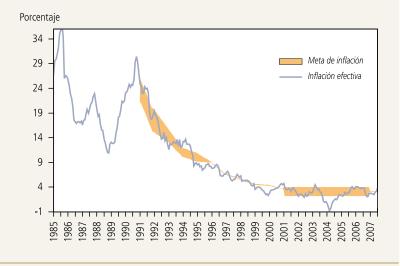
^{*} Agradezco al Stanford Center for International Development, donde era profesor visitante cuando escribí esto. A Klaus Schmidt-Hebbel, Vicente Tuesta, Gernot Müller, Nick Hope, Pete Klenow, John Williams, Cliff Tan y Gustavo Leyva por sus útiles comentarios. A Klaus Schmidt-Hebbel, Gustavo Leyva y Fabián Gredig por los datos chilenos.

^{**} Goethe Universität, Frankfurt, Alemania. E-mail: wieland@ wiwi.uni-frankfurt.de

Este trabajo se desarrolla de la siguiente manera. La sección II resume brevemente varios aspectos del proceso desinflacionario chileno y la bibliografia sobre el tema. La sección III, compara los puntos de vista tradicionales con la visión neokeynesiana para comprender los costos de la desinflación. La sección IV incorpora el aprendizaje adaptativo y la indexación endógena al modelo neo-keynesiano. La quinta compara estrategias de desinflación inmediatas y graduales. En la sección VI, se formulan diferentes secuencias de metas inflacionarias anuales y se evalúa su desempeño en la práctica. La sección VII presenta un breve análisis de posibles criterios para diseñar políticas dinámicamente óptimas, mientras la VIII y última presenta las conclusiones.

Meta de Inflación e Inflación Efectiva en Chile, 1985-2007^a

GRÁFICO 1



Fuente: Schmidt-Hebbel y Werner (2002) actualizado con datos hasta el 2007 por Klaus Schmidt-Hebbel, Gustavo Leyva y Fabián Gredig, del Banco Central de Chile.

II. DESINFLACIÓN Y METAS INFLACIONARIAS: CHILE, 1991-2007

El esquema de metas de inflación comenzó con anuncios públicos de metas para la tasa inflacionaria en Nueva Zelanda y en Chile en 1990. Desde entonces, esta estrategia de política monetaria se ha implementado en muchas economías en todo el mundo, entre las cuales encontramos países desarrollados como el Reino Unido, Canadá, Suecia, Noruega y Australia, y un número cada vez mayor de países en desarrollo. Muchos de estos últimos han logrado reducir en gran medida sus tasas de inflación luego de adoptar este esquema, y parecen haber logrado estabilizarla en niveles bajos a moderados. Fraga, Goldfajn y Minella (2003), Corbo y Schmidt-Hebbel (2003), Corbo, Landerretche y Schmidt-Hebbel (2002) y Mishkin y Schmidt-Hebbel (2001) presentan evaluaciones empíricas sobre el desempeño del esquema de metas de inflación en una gran cantidad de economías diversas.

Dada la creciente popularidad de este esquema en los países en desarrollo, son particularmente útiles todas las enseñanzas que las autoridades monetarias puedan extraer de la experiencia de Chile. La desinflación chilena se destaca por su gradualidad. La primera meta oficial del Banco Central, que fue anunciada públicamente en septiembre de 1990, se ubicaba en un rango entre 15 y 20% para el aumento anual del índice de precios al consumidor (IPC) entre diciembre de 1990 y diciembre de 1991. Desde 1991 a 1999, se fijaron rangos meta y metas punto de inflación una vez al año para el año calendario siguiente. El gráfico 1 ilustra las tasas de inflación meta (área sombreada) y efectiva (línea continua).

Inicialmente, muchos observadores se mostraban escépticos sobre la importancia del marco estratégico del Banco Central chileno en el logro de la desinflación. Atribuían gran parte del éxito a la buena suerte bajo la forma de sucesos exógenos relacionados con el tipo de cambio y con los precios de las materias primas. Calvo y Mendoza (1999), por ejemplo, escribieron que "factores ajenos a las políticas estabilizadoras han jugado un papel importante en el desempeño económico chileno, y parte de la dinámica de los principales datos agregados macroeconómicos puede interpretarse como un proceso endógeno de ajuste desencadenado por shocks exógenos". No obstante, el asombroso éxito del Banco Central de Chile en el cumplimiento de sus metas de inflación anuales durante la fase desinflacionaria de 1990 a 2001, y su duradera capacidad de alcanzar la meta de 2 a 4% sugieren que su marco estratégico jugó un papel importante.

Aguirre y Schmidt-Hebbel (2007) argumentan que las metas anuales de corto plazo anunciadas durante la fase desinflacionaria son observacionalmente equivalentes a metas de políticas duras en sistemas puros de metas de inflación. Ellos aportan evidencia que apoya este punto. A pesar de la baja credibilidad política inicial y de la generalizada indexación retrospectiva de los precios de los bienes, de la mano de obra y de los mercados financieros, se logró la desinflación a costos relativamente bajos en términos de pérdida de producto. Los autores sugieren que el Banco Central logró superar las consecuencias de la indexación retrospectiva de precios y la consiguiente inercia inflacionaria y también pudo influenciar las expectativas de inflación del sector privado en su búsqueda por encontrar una meta de inflación prospectiva que sirviera como ancla nominal explícita. De forma similar, Corbo, Landerretche y Schmidt-Hebbel (2002) extraen tres lecciones fundamentales de la experiencia de Chile que son de interés para otros países en desarrollo:

- i) El avance inicial en dirigir la inflación hacia la meta fue lento, a medida que el público se convencía poco a poco de que el compromiso del Banco Central de cumplir con la meta iba en serio;
- ii) la entrada paulatina del esquema de metas de inflación contribuyó a disminuir su tasa por la vía de reducir las expectativas y modificar la dinámica de los salarios y de los precios;
- iii) con respecto a la velocidad con que se reduciría la inflación, un criterio de corte abrupto habría implicado un mayor coeficiente de sacrificio al generar mayor desempleo durante los primeros años de aplicación del esquema de metas inflacionarias, cuando la credibilidad aún se estaba forjando gradualmente.

Estas conclusiones sugieren que el aprendizaje por parte de las empresas fijadoras de precios y los cambios en el grado de indexación retrospectiva de los salarios y de los precios al productor jugaron un papel importante en los costos de la desinflación en Chile.¹

Más recientemente, los investigadores han desarrollado y estimado sofisticados modelos neokeynesianos

dinámicos de equilibrio general para el análisis de políticas en Chile.² Estos modelos comparten los supuestos de expectativas racionales e indexación retrospectiva exógena con modelos similares desarrollados para economías industrializadas (ver Christiano, Eichenbaum y Evans, 2005). No obstante, la curva de Phillips neokeynesiana incorporada en estos modelos no parece ser estable. Por ejemplo, Céspedes, Ochoa y Soto (2005) presentan evidencia de cambio estructural a fines de la década de 1990. Este cambio se ve en que la inflación futura estimada pondera más —y, por ende, la inflación rezagada, menos— cuando los productores fijan sus precios. Para una muestra que cubre desde el año 1990 al 2000, estiman un grado de indexación retrospectiva que ronda un 0.85, que es esencialmente igual al caso restrictivo de indexación completa. Al extenderse la muestra hasta el 2005, sin embargo, este indicador baja a cerca de 0.66.

El resto de este trabajo explora las desviaciones del modelo neokeynesiano estándar, permitiendo el aprendizaje adaptativo y la indexación endógena. Investigo si la estrategia particular de metas inflacionarias escogida puede influir en los costos de la desinflación aumentando la velocidad del aprendizaje y reduciendo el grado de indexación retrospectiva.

III. La Desinflación y la Curva de Phillips Neokeynesiana

La sabiduría convencional de los bancos centrales establece que manejar la política monetaria para mantener la inflación constante en todo momento induce fluctuaciones en el producto agregado real. La experiencia histórica, como la de la desinflación de Volcker de los años 80 en Estados Unidos, sugiere que no se puede lograr una baja permanente de la tasa de inflación sin una caída temporal del producto por debajo del potencial de la economía. Este costo de la desinflación está incorporado en la curva de Phillips acelerada tradicional:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \lambda x_t. \tag{1}$$

Ver también Herrera (2002) y Lefort y Schmidt-Hebbel (2002).

² Ver Caputo, Liendo y Medina (2007), Caputo, Medina y Soto (2006), De Gregorio y Parrado (2006) y Céspedes, Ochoa y Soto (2005).

Aquí π_t es la tasa de inflación y x_t es la brecha del producto (es decir, la desviación del producto efectivo respecto de su potencial).

Un simple experimento sirve para ilustrar el costo de la desinflación. Supongamos que la inflación en el período t=1 es igual al 1% y que el banco central busca lograr la estabilidad de precios (es decir, inflación cero) en el período t=2. Tal rebaja de la tasa inflacionaria requiere una brecha del producto negativa del $-1/\lambda$ % en el período t=1. Si no hay ningún shock futuro que haga que la inflación suba o baje, esta podría entonces mantenerse en cero desde el período 2 en adelante, quedando así cerrada la brecha del producto. Por lo tanto, la pérdida de producto acumulada en términos absolutos que se requiere para reducir la inflación en 1 punto porcentual corresponde al $1/\lambda$ % del producto total.

En los bancos centrales, generalmente se denomina coeficiente de sacrificio a la pérdida acumulada de producto relacionada con una caída permanente de la tasa de inflación de 1%. Si la ecuación (1), la curva de Phillips acelerada, es considerada una relación estructural, el coeficiente de sacrificio relacionado es constante al $1/\lambda$ y no varía con el diseño de políticas. En otras palabras, ningún anuncio ni estrategia del banco central puede modificar el dilema (tradeoff) entre inflación y producto, ni tampoco reducir el costo acumulado de la desinflación en términos de producto. Sin perjuicio de ello, un banco central que apunta a estabilizar el producto y la inflación siempre debería optar por lograr una desinflación gradual y distribuir la pérdida de producto en un plazo más prolongado.

1. La Perspectiva de la Curva de Phillips Neokeynesiana sobre la Desinflación

La curva de Phillips tradicional que se muestra más arriba carece de fundamentos microeconómicos. Afortunadamente, el paradigma neokeynesiano ofrece un modelo alternativo de inflación coherente con el comportamiento optimizador y formador de expectativas racionales por parte de los hogares y las empresas. Pero la versión básica del nuevo modelo neokeynesiano tiene una propiedad muy controvertida. En este modelo, los objetivos de las políticas macroeconómicas de estabilizar el

producto y la inflación no son incompatibles (ver Walsh, 2003; Woodford, 2003). A esta propiedad se la conoce como la "divina coincidencia", e implica que se puede lograr la desinflación sin que por ello se reduzca el producto agregado. Es bastante sorprendente que un modelo que incorpora rigideces nominales perdurables presente esta propiedad. Para comprender sus orígenes, es útil reiterar los elementos del modelo que impulsa la dinámica de la fijación de precios y de la inflación.

El modelo está compuesto por un continuo de empresas monopólicas que producen bienes diferenciados. Algo importante es que estas empresas no pueden ajustar libremente los precios de sus productos en todos los períodos. La versión básica del modelo se basa en el mecanismo matemáticamente conveniente para modelar la rigidez de precios, tal como presentó Calvo (1983). Esto implica que las empresas deben esperar una señal para poder ajustar los precios, la que reciben con probabilidad $1 - \theta$. Cada una de las empresas que reciben una señal de fijar los precios resuelve un problema de optimización dinámico para fijar sus precios en forma óptima, incorporando la restricción probabilística en sus oportunidades futuras de fijar los precios. Una empresa *i* que no recibe una señal para fijar precios deja sus precios constantes en estado estacionario de inflación cero. Alternativamente, si la tasa de inflación de estado estacionario, π^{s} , es distinta de cero, la empresa *j* permite que sus precios aumenten a esta tasa de estado estacionario, es decir, $P_{j,t} = (1 + \pi^{S})P_{j,t-1}$. En otras palabras, se supone que las empresas a las que no se les permite reoptimizar sus precios, los indexan a la inflación de estado estacionario. Se supone que las empresas, mientras resuelven su problema de optimización, forman expectativas racionales coherentes con el modelo.

Una característica útil de este modelo es que puede resolverse sin hacer un seguimiento explícito de la distribución de los precios en las diferentes empresas. La agregación y la aproximación log-lineal muestran una relación simple y conocida entre la inflación, la inflación futura estimada y la brecha del producto: la curva de Phillips neokeynesiana.

$$\pi_{t} - \pi^{s} = \beta E_{t} [\pi_{t+1} - \pi^{s}] + \lambda x_{t}. \tag{2}$$

Aquí, la brecha del producto, x_i , indica la diferencia entre el producto efectivo y el nivel de producto que se alcanzaría si los precios fueran flexibles. El parámetro β se refiere al factor de descuento. El parámetro de la pendiente, λ , es una función de θ y β .³

Una vez más, un simple experimento sirve para evaluar el costo de la desinflación. Supongamos que el banco central comienza el período t=1 con una meta de inflación, π^* , del 1%. Dado que la ecuación (3) es lineal, la tasa de inflación de estado inflacionario debe ser igual a la meta del banco central, $\pi^{S} = \pi^{*}$. En el período t=2, el banco central anuncia una nueva meta inflacionaria del cero por ciento. Los agentes del mercado inmediatamente incorporan la nueva meta a sus expectativas para el período t=3. Esto implicaría cero inflación en estado estacionario. Como resultado, la inflación en el período *t*=2 inmediatamente baja a la nueva meta. Para lograr este resultado, no se requiere reducir en absoluto la brecha del producto, x. La desinflación no tiene costo. Se consigue influenciando las expectativas de los agentes del mercado.

La desinflación sin costo que implica este modelo contrasta con la experiencia histórica. Por eso, los investigadores que han estimado los modelos neokeynesianos utilizando datos de economías industrializadas, generalmente han supuesto una fuente adicional de rigidez de precios. Un criterio posible es incorporar empresas que aplican reglas informales para fijar los precios, como en Galí y Gertler (1999). Otro criterio supone que algunas empresas indexan sus precios a la inflación pasada en los períodos en que no pueden ajustar los precios en forma óptima (Christiano, Eichenbaum y Evans, 2005).

La indexación retrospectiva se ha vuelto un supuesto popular incorporado en muchos modelos de equilibrio general dinámicos y estocásticos (DSGE) empíricamente estimados que se utilizan en el análisis de políticas monetarias. Se supone que las empresas que no reciben una señal estilo Calvo para ajustar los precios en el período actual implementan, en cambio, una regla de fijación de precios basada en la inflación pasada, es decir, $P_{j,t} = (1 + \pi_{t-1})P_{j,t-1}$. El porcentaje de empresas que utilizan la indexación retrospectiva, representadas por κ en nuestro análisis, se considera exógeno. En consecuencia, la

aproximación logarítmica lineal de la curva de Phillips neokeynesiana toma la siguiente forma:

$$\pi_{t} - \left(\kappa \pi_{t-1} + (1-\kappa)\pi^{S}\right)$$

$$= \beta E_{t} \left[\pi_{t+1} - \left(\kappa \pi_{t} + (1-\kappa)\pi^{S}\right)\right] + \lambda x_{t}.$$
(3)

La tasa inflacionaria actual, entonces, depende de un promedio entre inflación pasada y estimada futura, ponderado según la fracción de empresas que implementan indexación retrospectiva:

$$\pi_{t} = \frac{\kappa}{1 + \beta \kappa} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta \kappa} E_{t} \left[\pi_{t+1} \right] + \frac{\lambda}{1 + \beta \kappa} x_{t} + \frac{(1 - \kappa)(1 - \beta)}{1 + \beta \kappa} \pi^{s}.$$

$$(4)$$

En el caso limitante de una indexación completa, $\kappa = 1$, la ecuación de inflación se simplifica a:

$$\pi_{t} = \frac{1}{1+\beta} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta} E_{t} \left[\pi_{t+1} \right] + \frac{\lambda}{1+\beta} x_{t}. \tag{5}$$

Curiosamente, con indexación completa, la inflación presente es independiente de la inflación de estado estacionario, π ^s.

La ecuación (4) ha sido estimada para muchos países. Las estimaciones para Chile fueron desarrolladas por Céspedes, Ochoa y Soto (2005), Caputo, Medina y Soto (2006) y Caputo, Liendo y Medina (2007). Céspedes, Ochoa y Soto (2005) se preocuparon de incluir la variación temporal de la meta de inflación. En este caso, el último término en la ecuación (4) se modifica: $(1 - \kappa)(1 + \beta\kappa)^{-1}(\pi_t^* - \beta\pi_{t+1}^*)$. Tal como ya se mencionó, presentan evidencias de cambio estructural. Para una muestra que va desde el año 1990 al 2000, estiman un grado de indexación retrospectiva que ronda un 0.85, que es esencialmente igual al

³ Para ser preciso, la versión base del modelo (ver Walsh, 2003) implica que λ se determina de la siguiente manera: $\lambda = (1 - \theta)(1 - \beta\theta)\theta^{-1}(\sigma + \varphi)$. Aquí, σ^{-1} y φ representan la elasticidad intertemporal constante del consumo y la elasticidad de la demanda de mano de obra, respectivamente.

caso restrictivo de indexación completa. Al extender la muestra hasta el 2005, sin embargo, el grado de indexación baja a aproximadamente 0.66.

En este trabajo, relajo dos supuestos importantes del modelo estándar: el de expectativas racionales y el de indexación retrospectiva exógena. Es importante eliminar estos supuestos debido a la evidencia empírica sobre estos cambios en el grado de persistencia de la inflación durante y después de la desinflación en Chile. La menor persistencia de la inflación se puede deber a cambios en las creencias de los fijadores de precios o a cambios en el grado de indexación retrospectiva. Por lo tanto, abandono el supuesto de expectativas racionales para considerar el aprendizaje adaptativo. Esto sigue la línea de Marcet y Sargent (1989), Evans y Honkapohja (2001), Orphanides y Williams (2006a, 2006b) y Gaspar, Smets y Vestin (2006a, 2006b). Otra innovación es la de considerar endógeno el porcentaje de empresas que implementan la indexación retrospectiva. En particular, permito que las empresas elijan entre la meta inflacionaria del banco central y la inflación pasada como índices posibles, lo que hacen de acuerdo con la probabilidad de que el índice elegido se acerque más a la media de la distribución observada de la inflación. Así, las empresas escogen el índice que les parece que es un mejor estimador de la inflación de estado estacionario.

IV. Aprendizaje Adaptativo e Indexación Endógena

Tal como se vio más arriba, las expectativas juegan un papel clave en la determinación de la dinámica de la inflación. Desde la década de 1980, los análisis de la política monetaria se han basado en el supuesto de expectativas racionales y han explorado sus implicancias para el diseño de políticas. Una de las desventajas del supuesto de expectativas racionales es que atribuye un grado irreal de conocimiento a los agentes del mercado. Otro criterio alternativo interesante es el aprendizaje adaptativo o por mínimos cuadrados, que supone que los agentes económicos se comportan como econometristas, ya que forman expectativas y estiman ecuaciones de inflación de forma reducida. Bajo determinados supuestos, el aprendizaje

adaptativo puede converger con las expectativas racionales en el largo plazo.

Siguiendo el influyente aporte de Evans y Honkapohja (2001), Orphanides y Williams (2006a, 2006b) y Gaspar, Smets y Vestin (2006a, 2006b) han estudiado el diseño de políticas monetarias con empresas fijadoras de precios que forman sus expectativas sobre la inflación futura por mínimos cuadrados. Motivado por esta línea de investigación, supongo que las empresas fijadoras de precios estiman la siguiente regresión para la inflación:

$$\pi_{t} = \gamma_{t} \pi_{t-1} + \varepsilon_{t}. \tag{6}$$

El parámetro γ_t tiene un subíndice de tiempo para incorporar episodios con grados altos y bajos de persistencia de la inflación. Hago este supuesto porque el modelo endógenamente generará un grado de persistencia de la inflación variante temporal. Si incorporamos esta variación de tiempo en la ecuación de percepción de la inflación de los fijadores de precios, nos aseguramos de que estos formen sus expectativas en forma coherente con los resultados de equilibrio. Se cree que γ , sigue un camino aleatorio con innovaciones de varianza σ^{γ} . La estimación recursiva entonces implica las siguientes ecuaciones de actualización⁴ para la estimación punto de los fijadores de precios para el parámetro de persistencia inflacionaria, c, y su varianza, Σ :

$$c_{t} = c_{t-1} + (\pi_{t-1}^{2} \Sigma_{t-1} + \sigma^{\varepsilon})^{-1} \Sigma_{t-1} \pi_{t-1} (\pi_{t} - c_{t-1} \pi_{t-1}),$$

$$\Sigma_{t} = \Sigma_{t-1} - (\pi_{t-1}^{2} \Sigma_{t-1} + \sigma^{\varepsilon})^{-1} \Sigma_{t-1}^{2} \pi_{t-1}^{2} + \sigma^{\gamma}.$$
(7)

Las ecuaciones de actualización también son coherentes con la regla bayesiana bajo el supuesto de *shocks* y creencias distribuidos normalmente (ver Zellner, 1971). En la literatura de aprendizaje adaptativo, los investigadores generalmente eligen de entre una variedad de especificaciones de aprendizaje. Branch y Evans (2006) presentan una útil exposición de criterios alternativos y analizan su grado de ajuste a las expectativas que arrojan las encuestas.

⁴ Para una derivación de estas ecuaciones de actualización utilizando el filtro de Kalman, ver Harvey (1992).

Dadas las ecuaciones (6) y (7), la expectativa de los fijadores de precios respecto de la inflación futura bajo aprendizaje por mínimos cuadrados, $E_{\iota}^{LS}\left[\pi_{\iota+1}\right]$, corresponde a

$$E_t^{LS} \left[\pi_{t+1} \right] = c_{t-1} \, \pi_{t}. \tag{8}$$

Aquí sigo a Gaspar, Smets, y Vestin (2006a, 2006b) y supongo que $E_t^{LS}[\pi_{t+1}]$ se basa en la estimación c_{t-1} , que aún no ha incorporado la observación más reciente de inflación, π_t .⁵ El resultado de utilizar la ecuación (8) para reemplazar la inflación futura estimada en la ecuación (4) es la siguiente ecuación de inflación de forma reducida:

$$\pi_{t} = \frac{\kappa}{1 + \beta(\kappa - c_{t-1})} \pi_{t-1} + \frac{\lambda}{1 + \beta(\kappa - c_{t-1})} x_{t} + \frac{(1 - \kappa)(1 - \beta)}{1 + \beta(\kappa - c_{t-1})} \pi^{s}.$$
(9)

El aprendizaje adaptativo en la forma de estimación variante temporal, c_{t-1} , influye sobre el grado observado de persistencia inflacionaria. Además, el grado de persistencia depende de las políticas del banco central.

1. La Indexación Endógena

Hasta ahora, el grado de indexación retrospectiva, κ , ha sido considerado constante y exógeno. Uno de los aportes novedosos de este trabajo es permitir la determinación endógena de una porción variante temporal de empresas que aplican indexación retrospectiva. Hago el supuesto de que las empresas desean elegir un índice que sea un buen estimador de la inflación de estado estacionario. Tienen dos opciones: la primera es la meta de inflación anunciada por el banco central, π^* . Si el banco central cumple su promesa, entonces la inflación de estado estacionario será igual a la meta. La segunda es la última inflación observada, π_{t-1} Si el banco central no apunta a controlar la inflación, la tasa de inflación seguirá un camino aleatorio y la inflación pasada será el mejor predictor de la inflación futura.

Cada vez que las empresas obtienen una nueva observación de inflación, evalúan cuál coincide más con la media de la distribución de la inflación observada: si la meta inflacionaria o la inflación pasada. La probabilidad de que la meta anunciada por el banco central corresponda a la media de la distribución observada de la inflación se representa por $s_t = \text{Prob}(\pi^s = \pi^*)$. Cuando surge una nueva observación, s_t se actualiza según la siguiente ecuación:

$$s_{t+1} = \frac{s_t e^{(-0.5(\pi_t - \pi^*)^2)}}{s_t e^{(-0.5(\pi_t - \pi^*))^2} + (1 - s_t) e^{(-0.5(\pi_t - \pi_{t-1}))^2}}.$$
 (10)

Esta ecuación de actualización es coherente con la regla de Bayes, dados *shocks* y creencias normales.⁶

Las empresas no pueden cambiar de índice todo el tiempo. Se les permite elegir el índice cuando reciben una señal tipo Calvo que les permite ajustar su precio actual en forma óptima. La probabilidad de esta señal es $1-\theta$. Entonces, la empresa que ha recibido esta señal analizará si debe o no debe cambiar el índice según el cual fijará los precios en los períodos sin señales tipo Calvo. Una posibilidad sería suponer que las empresas cambian su indexación a la inflación pasada por la meta que fija el banco central en el momento en que la probabilidad s_r supera 0.5 y vuelve a la anterior si esta probabilidad es algo menor que 0.5. Este supuesto sería razonable en el improbable caso de que se pudiera cambiar el índice a costo cero.

En cambio, se supone que las empresas solo eligen cambiar el índice cuando existe evidencia contundente a favor de este cambio. En concreto, presento una probabilidad detonante, \overline{S} . Si la empresa ahora aplica π_{t-1} , pasará a aplicar π^* cuando s_t supere a \overline{S} . Igualmente, si la tasa de indexación escogida es π^* , la empresa volverá a aplicar π_{t-1} si $1-s_t$ (la probabilidad de π_{t-1}) supera el mismo valor detonante. Todas las empresas están igualmente informadas sobre la inflación, de manera que s_t es un dato simétrico para todas ellas. Dado que la probabilidad de una señal Calvo es $1-\theta$, una porción $1-\theta$ de empresas

^{^5} Alternativamente, uno podría utilizar solo la información rezagada, es decir, $E_{\iota}^{LS}[\pi_{\iota+1}] = c_{\iota-1}^{2}\pi_{\iota+1}$, o incorporar la inflación actual en la estimación del parámetro de persistencia, $E_{\iota}^{LS}[\pi_{\iota+1}] = c_{\iota}\pi_{\iota}$. Esta última especificación requeriría resolver un problema de punto fijo más complicado.

⁶ Ver Wieland (2000a).

cambia la tasa de indexación en cualquier punto en el tiempo, dado que existe evidencia contundente a favor de tal cambio.

Finalmente, el grado de indexación, κ_i , puede variar entre la indexación completa (es decir, $\kappa_i = 1$) y un valor mínimo de $\underline{\kappa}$ (es decir, $\kappa_i \in [\underline{\kappa}, 1]$). Por lo tanto, κ_i se rige por el siguiente proceso:

$$\kappa_{t} = \begin{cases}
\theta \kappa_{t-1} & \text{si } s_{t} > \overline{S} \text{ and } \kappa_{t} \ge \underline{\kappa} \\
1 - \theta (1 - \kappa_{t-1}) & \text{si } (1 - s_{t}) > \overline{S} \\
\kappa_{t-1} & \text{en caso contrario}
\end{cases}$$
(11)

Cada período en el cual s_t supera la probabilidad detonante, una porción $1-\theta$ de empresas cambia la tasa de indexación retrospectiva por la meta fijada por el banco central, mientras un porcentaje θ de empresas sigue aplicando la tasa de inflación pasada.

Dado que la cantidad de empresas que utilizan la indexación retrospectiva varía con el tiempo, la ecuación de inflación de forma reducida (9) debe reformularse así:

$$\pi_{t} = \frac{\kappa_{t-1}}{1 + \beta(\kappa_{t-1} - c_{t-1})} \pi_{t-1} + \frac{\lambda}{1 + \beta(\kappa_{t-1} - c_{t-1})} x_{t} + \frac{(1 - \kappa_{t-1})(1 - \beta)}{1 + \beta(\kappa_{t-1} - c_{t-1})} \pi^{s}.$$
(12)

La expresión $\delta_{(1,2,3),r}$ resume taquigráficamente los parámetros de forma reducida que varían con el tiempo. En consecuencia, la ecuación inflacionaria de forma reducida se puede escribir de la siguiente manera:

$$\pi_{t} = \delta_{1,t} \, \pi_{t-1} + \delta_{2,t} \, x_{t} + \delta_{3,t}. \tag{13}$$

A fin de poder estudiar la desinflación según estrategias alternativas de metas, aún es necesario describir los objetivos del banco central y la forma en que se determina la brecha del producto, x_i .

V. Esquema de Metas de Inflación: Desinflación Inmediata versus Desinflación Gradual

Por lo general, se supone que un banco central que ha adoptado una estrategia de metas de inflación busca implementar una política que minimice la siguiente función de pérdida por período:

$$l(\pi_{t}, x_{t}) = (\pi_{t} - \pi^{*})^{2} + \alpha x_{t}^{2}. \tag{14}$$

El parámetro α se refiere a la preferencia relativa del banco central por estabilizar el producto versus la inflación.

Hay dos supuestos que simplifican el manejo del análisis técnico: el banco central directamente controla la brecha del producto, x_i , y observa los parámetros clave de la ecuación de inflación así como las creencias de los fijadores de precios sobre la persistencia inflacionaria, c_{i-1} . Por lo tanto, el banco central puede tomar en cuenta los parámetros $\delta_{(1,2,3),i}$ de la ecuación (13) para diseñar su política. No obstante, al banco central no se le permite explotar el proceso de aprendizaje dinámico de los fijadores de precios al conducir sus políticas. ⁸ Con estos supuestos, el problema de optimización dinámica del banco central corresponde a:

$$\min_{x_{t}} E_{t} \left[\sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} \left(\pi_{t} - \pi^{*} \right)^{2} + \alpha x_{t}^{2} \right], \tag{15}$$

sujeto a
$$\pi_{t} = \delta_{1,t} \pi_{t+1} + \delta_{2,t} x_{t} + \delta_{3,t}$$
.

Los casos extremos son un esquema estricto de metas de inflación, $\alpha=0$, y una estabilización estricta del producto, $\alpha\to\infty$. Una estabilización estricta del producto implicaría que el banco central siempre apunte a fijar la brecha del producto, x_i , en cero. En consecuencia, la dinámica de la inflación se regiría exclusivamente por el parámetro variante temporal, $\delta_{1,i}$, que depende a su vez de los grados de indexación retrospectiva y de las creencias de los fijadores de precios sobre la persistencia de la inflación. Si $\delta_{1,i}$ en algún momento superase la unidad, la inflación se dispararía fuera de control. En cambio, un esquema estricto de metas de inflación aseguraría que la meta de inflación se cumpliera en todo momento,

⁷ Mantengo un monto mínimo de indexación exógena para asegurar que la inflación rezagada siga siendo un determinante del proceso de inflación de equilibrio bajo expectativas racionales. Como resultado, el modelo de aprendizaje utiliza la ecuación inflacionaria de forma reducida correcta bajo expectativas racionales.

⁸ Analizo esta ambiciosa propuesta en la última sección del trabajo. Gaspar, Smets y Vestin (2006a, 2006b) califican de sofisticado a un banco central que no tiene esta capacidad.

Valores de los Parámetros y Creencias Iniciales										
arámetro	Valor	Interpretación económica								
β	0.99	Factor de descuento								
λ	0.5	Pendiente de la curva de Phillips								
κ_{t}	$\kappa_0 = 1$	Grado de indexación a la inflación en $t-1$								
C_t	$c_0 = 1$	Creencia inical de fijadores de precios sobre la persistencia inflacionaria								
Σ_t	$\Sigma_0 = 100$	Varianza inicial de fijadores de precios								
S_t	$s_0 = 0.1$	Creencia inicial de fijadores de precios/índices sobre prob ($\pi^s = \pi^*$)								
π_0, π^*	0.2 / 0	Inflación inicial: 0.2; meta de inflación de largo plazo: 0								
<u>κ</u>	0.05	Grado de indexación exógena mínima								
θ	0.5	Probabilidad de señal de no-ajuste de precio o índice								
<i>5</i>	0.8	Probabilidad detonante de cambiar la tasas de indexación								
σ	2-4	Varianza del ruido (agregada después)								
σ_{γ}	10	Creencia sobre la variabilidad de γ								

cualquiera fuera el grado de persistencia inflacionaria percibido. La política resultante de brecha del producto corresponde a:

$$x_{t} = -\delta_{4,t} \left(\delta_{1,t} \pi_{t-1} + \delta_{3,t} - \pi^{*} \right).$$
 (16)

con $\delta_{4,t} = \delta_{2,t}^{-1}$. Con una meta de inflación de cero, $\delta_{3,t}$ también sería cero.

En el caso intermedio, α es un valor positivo, pero no infinito. Estas preferencias del banco central se conocen como esquema flexible de metas de inflación. Según esta política, la brecha del producto se encuentra en algún punto entre un extremo de un esquema estricto de metas de inflación y una estabilización estricta del producto, es decir, $0 < \delta_{4,r} < \delta_{2,r}^{-1}$. Orphanides y Wieland (2000) presentan una fórmula analítica para el caso de $\delta_{1,r} = 1$. El algoritmo que se presenta en ese trabajo permite hacer el cálculo numérico de políticas dinámicamente óptimas para valores alternativos de $\delta_{1,r}^{-1}$.

Condiciones Iniciales y Parametrización del Modelo

Ya hemos especificado un modelo macroeconómico muy estilizado, pero completo; el paso siguiente es evaluar estrategias alternativas de desinflación. Las condiciones iniciales para la desinflación se definen así: (i) la inflación inicial se fija en un 20%, $\pi=0.2$, similar a la tasa de inflación promedio de Chile antes de adoptar el esquema de metas de inflación; (ii) inicialmente todas las empresas implementan la indexación retrospectiva, $\kappa_0=1$; y (iii) la persistencia de inflación indica una raíz unitaria de inflación, es decir, $c_0=1$. Dadas estas condiciones iniciales, la ecuación de inflación de forma reducida (13) se simplifica así:

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \lambda x_t, \tag{17}$$

y corresponde exactamente a la ecuación (1), la curva de Phillips acelerada que se analiza en la sección II. Se desprende que estas condiciones iniciales representan un equilibrio si las políticas apuntan exclusivamente a estabilizar el producto, es decir, si $x_0 = 0$. Los valores de los parámetros utilizados en las siguientes simulaciones se resumen en el cuadro 1.

Desinflación inmediata versus desinflación gradual

Las condiciones iniciales resumidas arriba fijan las bases para el ingreso de un banco central independiente que adopte un esquema de metas

⁹ El código matlab se puede obtener en www.volkerwieland.com.

de inflación. ¹⁰ Al comienzo, este banco central enfrenta costos muy altos para bajar la inflación. El análisis parte comparando el criterio de desinflación inmediata, que sería implementado en un esquema estricto de metas de inflación, con un enfoque más gradual, de acuerdo con un ponderador positivo sobre el producto dado por las preferencias del banco central.

El coeficiente de política óptima para el esquema estricto de metas de inflación corresponde a la inversa de la pendiente de la ecuación inflacionaria de forma reducida y es: $\delta_{4,0} = \delta_{2,0}^{-1} = 2$. En el modelo, esta política alcanzaría la meta de inflación del cero por ciento en un solo período, pero una desinflación tan inmediata conllevaría una pérdida de producto de un 40% en ese mismo lapso. Este resultado se indica con la línea naranja del gráfico 2. En el período 5, el banco central introduce una nueva meta de inflación del cero por ciento. La pérdida de producto acumulada que se requiere para desinflacionar 20 puntos porcentuales también se da en el período 5. Aunque este criterio pueda simularse en este modelo simple, una reducción tan grande del producto total no podría implementarse en la práctica.

La dramática experiencia de la desinflación inmediata induce a los fijadores de precios a corregir sus estimaciones del parámetro de persistencia de la inflación, c, de 1.0 a cerca de 0.5 (panel D). Aún más, la probabilidad s, que se fija inicialmente en 0.1, salta a 1.0. En otras palabras, la rebaja inmediata de la inflación convence a las empresas de que la meta del banco central constituye una mejor estimación de la media de la distribución de la inflación que la inflación pasada. Por lo tanto, desde el período 6 en adelante, la probabilidad s. supera el valor detonante \overline{S} (panel E) y las empresas que reciben una señal Calvo abandonan la indexación retrospectiva y adoptan como índice la meta del banco central. Dado que la probabilidad de esta señal es $1 - \theta$, un porcentaje θ de empresas continúa implementando la indexación retrospectiva. Por lo tanto, κ , cae con el tiempo al grado exógeno mínimo de indexación, $\underline{\kappa}$ (panel F).

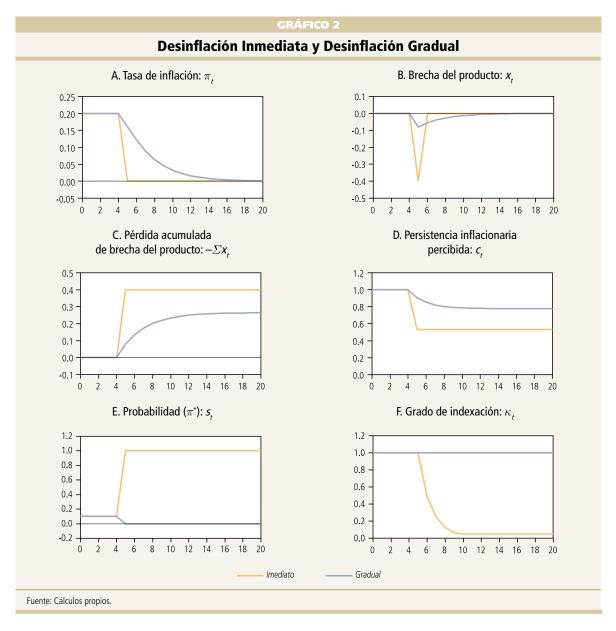
Una estrategia estricta de metas inflacionarias no aprovecha la caída del costo de la desinflación proveniente de la menor persistencia inflacionaria percibida y de la indexación retrospectiva. La razón es simplemente que la desinflación se logra antes de que surjan estos eventos favorables. En cambio, una

estrategia gradual puede aprovechar estos eventos y lograr la desinflación con menos pérdida de producto. Una estrategia de desinflación gradual es óptima si las preferencias del banco central incorporan la estabilidad del producto, es decir, un ponderador positivo α en la función de pérdida (ecuación 14). En este caso, el parámetro de respuesta, δ_4 , en la función de política (ecuación 16) debe ser positivo pero menor que δ_2^{-1} .

Para simular una desinflación gradual, establezco $\delta_{4,t} = \delta_{2,t}/(1 + \delta_{2,t}^{2})$. Inicialmente, el coeficiente de respuesta de la política, δ_4 , corresponde a 0.4, que es un quinto de la respuesta que se necesita para alcanzar la meta inmediatamente. El resultado se muestra en el gráfico 2, con la desinflación nuevamente comenzando en el período 5. La caída inicial del producto es mucho menor, pero se mantendrá por un tiempo mucho más prolongado que en el caso de la desinflación inmediata. La tasa de inflación cae en forma gradual. En el período 15, la inflación se encuentra dentro de los 0.5 puntos porcentuales de la meta de largo plazo de cero. Si un período del modelo es tratado como si fuera un año, esta desinflación de diez años es, a grandes rasgos, similar a la experiencia chilena de 1991 a 2001.

La suma acumulada de las pérdidas de brecha del producto es mucho menor en el criterio gradual que en el esquema estricto de metas de inflación. La pérdida de producto acumulada se acerca al 26% anual, distribuido en más de diez años. El aprendizaje adaptativo es la razón por la cual el coeficiente de sacrificio de 2.0 en el esquema estricto de metas de inflación se aproxima a 1.3 en la desinflación gradual. Cuando los fijadores de precios observan una caída de la tasa de inflación, reducen sus estimaciones de la persistencia inflacionaria. Esta caída de c_t desde 1.0 a cerca de 0.8 agrega un impulso desinflacionario y reduce los costos de la desinflación. Aunque la caída en la percepción de persistencia de la inflación es mucho menor en una desinflación gradual que en una inmediata, el criterio gradual puede aprovechar la reducción resultante de los costos de la desinflación.

Sargent, Williams y Zha (2006) brindan una fascinante explicación de las implicancias del aprendizaje sobre inflación y estabilización cuando el crecimiento del dinero y la inflación son determinados por la restricción del presupuesto público en lugar de serlo por un banco central independiente.



Con respecto al grado de indexación retrospectiva, las empresas no ven razón alguna para sustituir una indexación retrospectiva por la meta de inflación anunciada. La meta anunciada está simplemente muy alejada y el avance hacia la misma es demasiado lento como para cambiar los ponderadores de probabilidad de la inflación rezagada contra la meta anunciada. Como resultado, la indexación endógena no entra en juego en términos de reducir los costos de la desinflación con tal estrategia de desinflación gradual.

VI. ESQUEMA DE METAS DE INFLACIÓN: METAS TEMPORALES

Dos aspectos importantes de la estrategia de desinflación chilena fueron su naturaleza gradual y su uso de metas de inflación temporales anuales. Habiendo demostrado que la gradualidad contribuye a reducir el costo de la desinflación, ya que aprovecha la reducción de la persistencia inflacionaria percibida, ahora extiendo el análisis para considerar el efecto de anunciar metas de inflación temporales. En el caso

chileno, estas metas temporales parecen haber sido perseguidas enérgicamente. Por tanto, esta sección investiga si estas metas temporales, π_i^* , podrían tener un efecto beneficioso adicional sobre el aprendizaje y sobre el grado de indexación y así reducir aún más el costo de la desinflación.

Con metas temporales, se debe modificar levemente la curva de Phillips neokeynesiana:

$$\pi_{t} = \frac{\kappa}{1 + \beta \kappa} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta \kappa} E_{t} \left[\pi_{t+1} \right] + \frac{\lambda}{1 + \beta \kappa} x_{t} + \frac{(1 - \kappa)}{1 + \beta \kappa} \left[\pi_{t}^{*} - \beta \pi_{t+1}^{*} \right].$$

$$(18)$$

En consecuencia, la ecuación inflacionaria de forma reducida con aprendizaje adaptativo e indexación endógena corresponde a:

$$\pi_{t} = \frac{\kappa_{t-1}}{1 + \beta(\kappa_{t-1} - c_{t-1})} \pi_{t-1} + \frac{\lambda}{1 + \beta(\kappa_{t-1} - c_{t-1})} x_{t} + \frac{(1 - \kappa_{t-1})}{1 + \beta(\kappa_{t-1} - c_{t-1})} (\pi_{t}^{*} - \beta \pi_{t+1}^{*})$$

$$= \delta_{1,t} \pi_{t-1} + \delta_{2,t} x_{t} + \delta_{3,t}.$$
(19)

Como primer ejemplo, se considera una reducción lineal y gradual de la meta de inflación de 2 puntos porcentuales por año. En el año 14, se alcanza la meta de largo plazo de cero por ciento de inflación, es decir, diez años después del comienzo de la desinflación. En este supuesto, el banco central va tras estas metas anuales lo más activamente posible. En otras palabras, el banco central implementa un esquema duro de metas de inflación con respecto a las metas temporales. Luego de decidir la meta de inflación del año siguiente, el banco central actúa para cumplirla. Por lo tanto, aplica la siguiente política de brecha del producto:

$$x_{t} = -\delta_{4,t} \left(\delta_{1,t} \pi_{t-1} + \delta_{3,t} - \pi_{t}^{*} \right), \tag{20}$$

donde $\delta_{4,t} = \delta_{2,t}^{-1}$ y $\delta_{(1,2,3)}$ son coherentes con la ecuación (19).

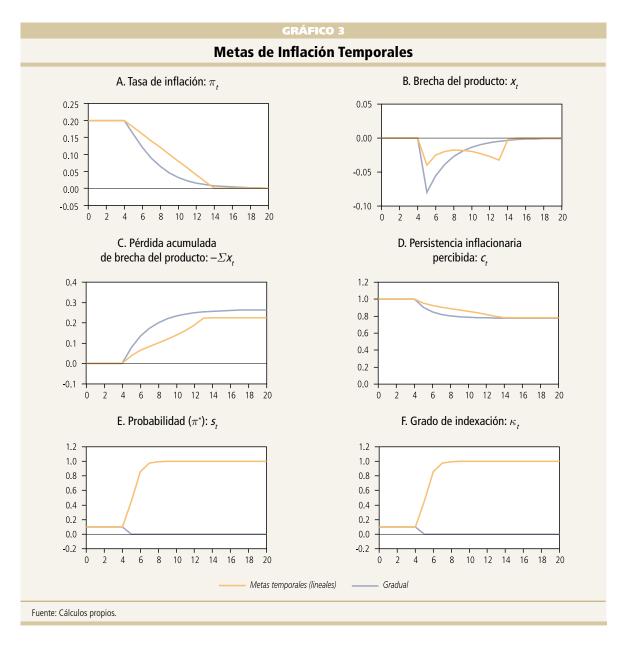
El comportamiento de la desinflación con metas temporales anuales se ilustra con la línea naranja en el gráfico 3. Se compara con la desinflación gradual (es decir, la línea celeste) indicada previamente en el gráfico 2. En ambos casos, el parámetro que rige la percepción de persistencia de la inflación, c, baja hacia

un valor de 0.8 (panel D). Esta reducción ocurre un poco más rápido en la desinflación gradual, porque la inflación se reduce más rápido inicialmente que la reducción lineal que implican las metas anuales.

Aquí surge una diferencia importante con respecto al grado de indexación retrospectiva. Al anunciar y alcanzar las metas de inflación temporales anuales, el banco central logra convencer a las empresas de que les conviene elegir la meta del banco central como índice para aplicar la regla de precios en los períodos sin señales Calvo de ajuste de precios óptimo. La probabilidad s, de que la o las metas del banco central representen la media de distribución de la inflación sube rápidamente (panel E), superando la probabilidad detonante \overline{S} de 0.8 para el segundo año de desinflación. A partir de este punto, cada año, una porción $1 - \theta$ de las empresas que previamente habían aplicado una indexación retrospectiva, cambia y aplica las metas del banco central. En consecuencia, el grado de indexación retrospectiva cae bastante rápido y se acerca al nivel mínimo $\underline{\kappa}$ para el año 11.

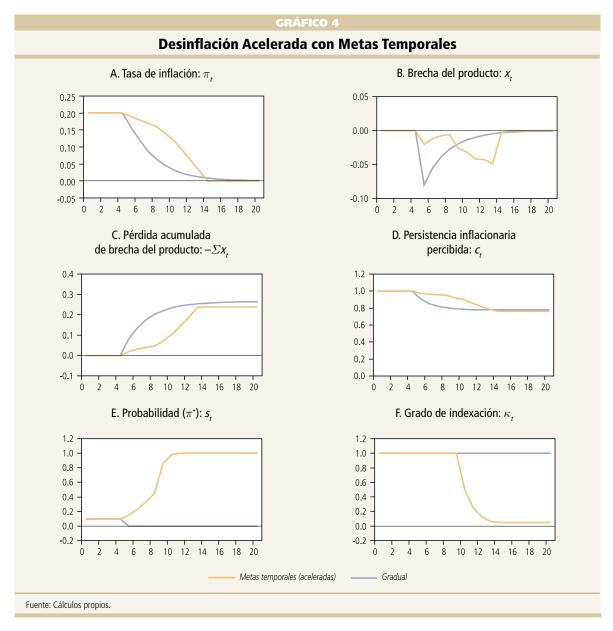
A diferencia de la estrategia de desinflación gradual con una meta de largo plazo, la estrategia con metas temporales anuales le permite al banco central aprovechar la reducción endógena de la indexación retrospectiva. Las empresas modifican su comportamiento porque ya desde los primeros años de desinflación pueden ver que el banco central está decidido a cumplir las metas que anunció. En consecuencia, las pérdidas de producto relacionadas con la desinflación son más bajas con metas anuales. La pérdida de producto acumulada (panel C) converge al 22% de producto, es decir, un 4% menos que en el caso de la desinflación gradual. El coeficiente de sacrificio se reduce a 1.1. En el futuro, la estabilización mejorará aún más. Dada la baja sustancial de la indexación retrospectiva, el banco central podrá reducir las variaciones de la inflación en el caso de shocks inesperados a un costo mucho menor en términos de variabilidad del producto.

A continuación exploro tres parametrizaciones alternativas de la secuencia de metas de inflación anuales: metas que implican acelerar la desinflación, metas que implican ralentizar la desinflación, y las metas anuales fijadas en Chile desde 1991 hasta 2001. En el primer caso (gráfico 4), la reducción de las metas



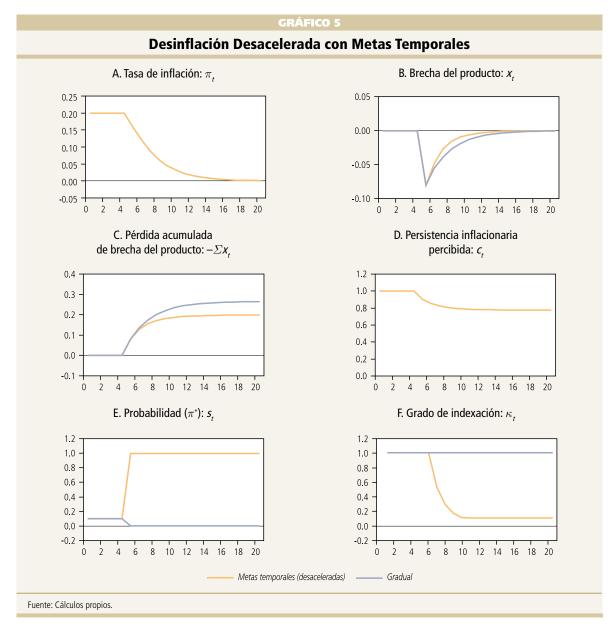
anuales del banco central se acelera con el tiempo (línea naranja). Inicialmente, el banco central baja la meta de inflación en un punto porcentual por año. A partir del año 9, el quinto año de la desinflación, la meta de inflación se baja dos puntos porcentuales por año. Desde el año 11 en adelante, la meta se baja tres puntos porcentuales por año. La meta de largo plazo de cero por ciento se alcanza en el año 14, luego de un período de diez años de proceso desinflacionario. Si se comparan con la desinflación

con metas de reducción lineal, las metas aceleradas al comienzo implican un descenso más lento de la inflación. La brecha del producto en que se incurre durante la desinflación aumenta con el tiempo en valor absoluto. El costo total de la desinflación (es decir, la brecha del producto acumulada) es menor que con la estrategia de desinflación gradual (línea celeste) pero mayor que con las metas de inflación de reducción lineal. La brecha del producto acumulada llega a un 24% contra un 22% de las metas de reducción



lineal. Debido a la lentitud de la desinflación en los primeros años, las empresas fijadoras de precios tardan más en convencerse de que les conviene utilizar la meta del banco central como índice para la regla de precios a aplicar en los períodos sin señales Calvo. La probabilidad s_r (panel E) sube lentamente y tarda cinco años en superar el valor detonante de 0.8. Recién a partir del año 10 estas empresas que reciben señales Calvo comienzan a reemplazar la indexación retrospectiva por las metas del banco central.

El gráfico 5 muestra la simulación con metas desaceleradas. En el primer año de desinflación, el año 5, el banco central apunta a bajar la inflación en 4 puntos porcentuales a 16%. La aceleración de la desinflación se reduce en los años subsiguientes. Estas metas de inflación anuales (línea naranja) se fijan de modo que sean idénticas a la trayectoria que se logra con una desinflación gradual con una meta de largo plazo (línea celeste). Por lo tanto, la trayectoria real de la inflación (panel A) coincide en los dos



escenarios. Esta parametrización es particularmente interesante porque aporta una evaluación *ceteris* paribus de la reducción del costo de la desinflación que se alcanza anunciando metas temporales anuales. Tal como se muestra en el panel B, la brecha del producto relacionada con la desinflación con metas temporales (línea naranja) es siempre igual o menor (en valor absoluto) que la brecha del producto en desinflación gradual con una meta de largo plazo. El costo total de la desinflación llega al 20% del

producto, es decir, otro 2% por debajo de las metas de reducción lineal. El coeficiente de sacrificio con una desinflación del 20% a inflación cero es igual a 1. Al anunciar y lograr la reducción de la inflación en 4 puntos porcentuales en el primer año de desinflación, las empresas fijadoras de precios se convencen de que el banco central habla en serio. Como resultado de esto, la probabilidad s_i aumenta rápidamente y las empresas pronto empiezan a abandonar la práctica de la indexación retrospectiva.

CUADRO 2														
Metas de Inflación en Chile: 1991-2001														
Año de la meta	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001			
Año en el modelo	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15			
Rango	15–20	13–16	10–12	9–11	8.0	6.5	5.5	4.5	4.3	3.5	2–4			
Centro	17.5	14.5	11.0	10.0	8.0	6.5	5.5	4.5	4.3	3.5	3.0			
Fuente: Banco Central de Chile.														

Las metas anuales fijadas por el Banco Central de Chile entre 1991 y 2001 también lograron una desinflación lenta. En 1990, la inflación se encontraba muy por encima del 20%. La meta anunciada para 1990 del 15-20%, por lo tanto, indicaba una reducción significativa con el comienzo de la estrategia de metas de inflación. El cuadro 2 refleja los rangos meta anunciados y las metas punto anunciadas, así como los puntos medios de estos rangos. Desde el 2001 en adelante, el Banco Central ha apuntado a mantener la inflación dentro de un rango meta del 2 al 4%.

El gráfico 6 muestra una simulación de una desinflación en el modelo neokeynesiano con aprendizaje adaptativo e indexación endógena utilizando los puntos medios de los rangos meta chilenos entre 1991 y 2001. Las condiciones iniciales son las mismas que en las simulaciones anteriores de los gráficos 2 a 5. Los puntos medios de los rangos meta chilenos se implementan desde el año 5 hasta el año 15. Para reflejar el costo de desinflación incurrido para alcanzar las metas chilenas en el modelo comparable a las simulaciones precedentes, agregué una mayor reducción de la meta de inflación. En el período 16, la meta se reduce en 3 puntos porcentuales adicionales para lograr una meta de largo plazo de inflación cero.

El costo total de la desinflación en términos de la pérdida de brecha del producto acumulada es de 18% del PIB distribuido en doce años (panel C). El coeficiente de sacrificio es 0.9, que es menor que en la simulación con metas desaceleradas que se muestra en el gráfico 5. Esta reducción es posible por las siguientes razones. Los primeros pasos de la desinflación en los años 5, 6 y 7 son lo suficientemente vigorosos como para reducir el grado de percepción de persistencia de la inflación (panel D) y para elevar la probabilidad s_r por encima del nivel detonante, \overline{S} . El grado de indexación retrospectiva, por ende, baja

durante el curso de la desinflación. No obstante, la desinflación se extiende por un período más prolongado que en el gráfico 5 y así se beneficia aún más de la menor indexación y de la reducción de la persistencia inflacionaria.

La versión base del modelo neokeynesiano no incluye *shocks* estructurales en la ecuación de la inflación. Estos *shocks* se agregan a menudo, ya sea para capturar la presencia del error de medición o para reflejar las variables faltantes u otras fuentes de rigidez. Ahora procedo a incorporar *shocks* aleatorios en la curva de Phillips neokeynesiana:

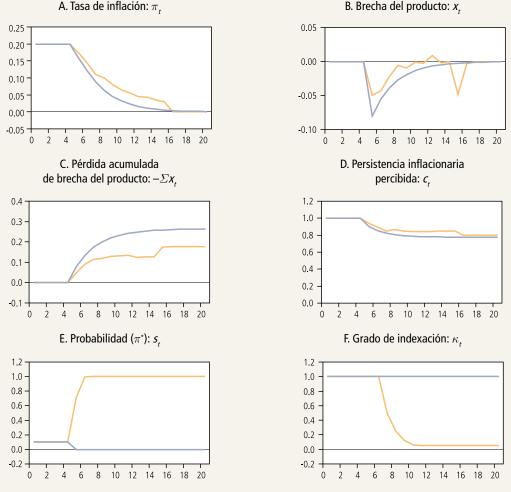
$$\pi_{t} = \frac{\kappa}{1 + \beta \kappa} \pi_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta \kappa} E_{t} \left[\pi_{t+1} \right] + \frac{\lambda}{1 + \beta \kappa} x_{t} + \frac{(1 - \kappa)}{1 + \beta \kappa} \left(\pi_{t}^{*} - \beta \pi_{t+1}^{*} \right) + \eta_{t}.$$

$$(21)$$

Los *shocks* están indicados con η_t y se distribuyen normalmente con media cero y varianza $\sigma_{\eta} = 2^{-4}$. Los tiempos de formación de expectativas, acciones de política y *shocks* se distribuyen de manera tal que los *shocks* ocurren después de que se han formado las expectativas en t y las políticas se han establecido. Los *shocks*, por ende, introducen ruido en la inflación que no puede evitarse con acciones contemporáneas de política. No obstante, en el período que sigue al *shock*, el banco central actuará para minimizar aún más las consecuencias de estas variaciones que ocurrirían como resultado de la persistencia intrínseca de la inflación. Para este fin, el banco central induce variaciones compensatorias en la brecha del producto.

No tengo en cuenta los efectos potenciales de los rangos meta; ver Orphanides y Wieland (2000) para un análisis de estas no linealidades.



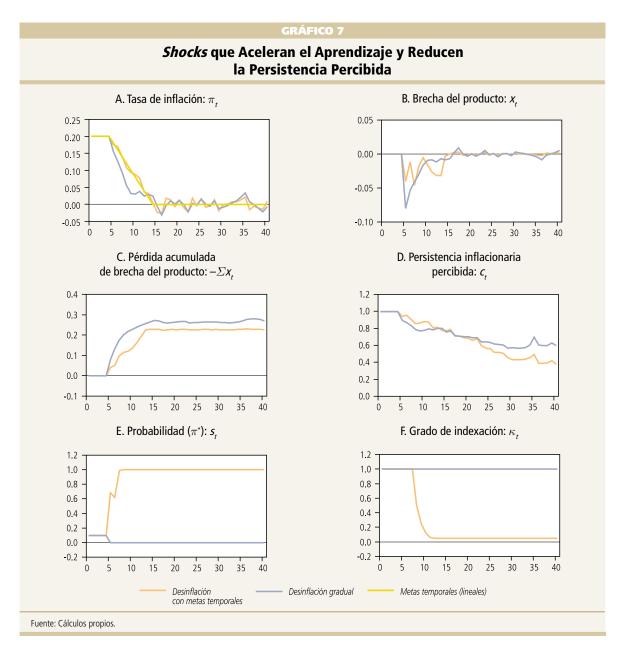


Fuente: Cálculos propios.
a. A partir del año 2001, el Banco Central de Chile adoptó un rango para la meta de inflación de 2 a 4% centrada en 3%. Para efectos de comparación con la devaluación precedente de los costos de la desinflación, he agregado un nuevo paso desinflacionario de 3% el año 16 para lograr una meta de largo plazo de inflación cero.

Metas anuales de Chile: (5° - 10° año)

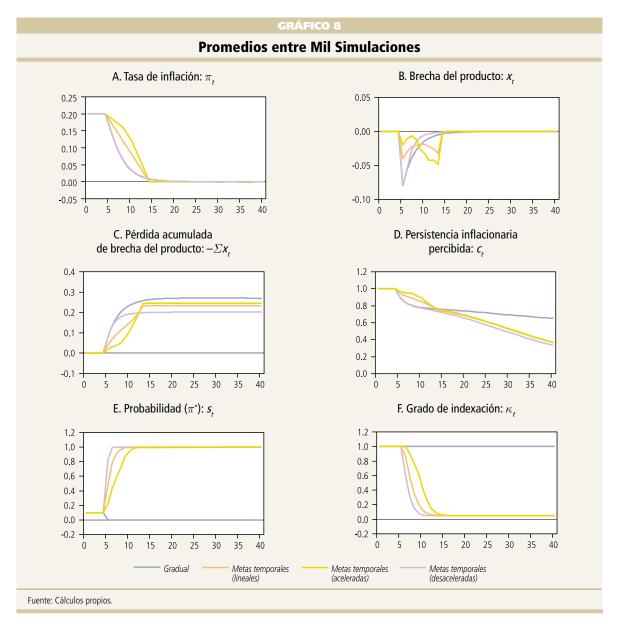
Las fluctuaciones de la inflación y del producto que resultan de *shocks* aleatorios y las consiguientes respuestas de política tienen una importante influencia en la dinámica del aprendizaje y la indexación endógena. Por un lado, tales *shocks* implican que el banco central nunca alcanza su meta con exactitud. A las empresas, por lo tanto, puede resultarles difícil evaluar si es mejor utilizar la inflación pasada o la meta del banco central como índice para sus reglas

de precios en períodos sin señales Calvo. Por otra parte, como el banco central establecerá políticas para contrarrestar las consecuencias de *shocks* imprevistos sobre la inflación, se generará información sobre el grado de persistencia de la inflación, induciendo así el aprendizaje adaptativo. Las fluctuaciones pueden entonces aumentar la velocidad del aprendizaje y reducir la persistencia de la inflación, bajando aún más el costo de la desinflación.



El gráfico 7 muestra simulaciones dinámicas con una elección particular de *shocks* aleatorios, ε . El período de tiempo cubierto es de cuarenta años, en lugar de veinte como en los gráficos anteriores. El gráfico compara el resultado en una desinflación gradual con una meta de largo plazo (línea celeste) y en una desinflación basada en metas anuales de reducción lineal (línea amarilla). El panel A muestra tasas de inflación reales, que muestran algunas fluctuaciones aleatorias, junto con las metas anuales (línea naranja).

Hay dos aspectos particularmente interesantes en estas simulaciones estocásticas. El panel D muestra que el grado percibido de persistencia de la inflación continúa bajando incluso después de que el proceso desinflacionario se ha completado. Es la respuesta de política a las consecuencias de los *shocks* imprevistos la que estabiliza las fluctuaciones de la inflación y baja las estimaciones de los fijadores de precios sobre el parámetro de persistencia, c_r . Este descenso es mucho más pronunciado en la simulación con metas



anuales. Para el año 40 llega al 0.4, mientras aún está en 0.6 en la desinflación gradual con meta de largo plazo. La razón es que la persistencia estructural generada por la indexación es, en última instancia, mucho menor en la simulación con metas anuales. El anuncio y el logro de estas metas por parte del banco central han convencido a las empresas de cambiar su indexación a la inflación pasada por la inflación meta. La probabilidad s_i , que mide la utilidad de las metas del banco central para la indexación, no aumenta tan suavemente como lo hace en ausencia de *shocks*

aleatorios imprevisibles. En el gráfico 3, panel E, la probabilidad s_i sube rápida y gradualmente por encima del nivel detonante en la simulación con metas de reducción lineal. En el gráfico 7, panel E, sube y baja un poco y luego sube por encima del nivel detonante. Este hallazgo muestra que el cambio de la indexación retrospectiva por las metas del banco central se ve influenciado por la serie particular de *shocks*.

El gráfico 7 refleja los resultados solo de un único grupo de *shocks* elegidos al azar. La estrategia con metas de inflación temporales no siempre supera en

rendimiento a la estrategia de desinflación gradual en términos de pérdida de producto. Para arrojar más luz sobre los posibles resultados, simulé mil series de shocks elegidos al azar con una distribución normal y calculé promedios entre estas mil simulaciones. Los promedios se muestran en el gráfico 8, que exhibe promedios de desinflación gradual con una meta de largo plazo (línea celeste), con metas anuales de reducción lineal (línea naranja), con metas desaceleradas (línea lila) y con metas aceleradas (línea amarilla). Los resultados son bastante similares a la simulación sin shocks, aunque no son iguales debido a la no-linealidad que surge del aprendizaje adaptativo y de la indexación. La clasificación de velocidades de desinflación (panel A) y pérdidas de producto acumuladas (panel C) no varía. El grado percibido de persistencia de la inflación llega a 0.4 antes del año 40 en los tres tipos de metas temporales. Luego de muchos años más, converge en un valor bajo pero positivo que es coherente con la persistencia implícita en el grado mínimo de indexación retrospectiva con expectativas racionales. El aumento de la probabilidad s, (panel E) es más rápido con metas desaceleradas y más lento con metas aceleradas. En consecuencia, el grado de indexación retrospectiva baja más rápido con metas desaceleradas y más lento con metas aceleradas. En el caso de una desinflación gradual con metas de largo plazo, la indexación retrospectiva permanece completa.

VII. UN BANCO CENTRAL "SOFISTICADO" Y UN BANCO CENTRAL QUE APRENDE

Estas conclusiones sugieren que el desempeño de la política monetaria puede mejorarse aún más si se le permite al banco central observar y explotar la dinámica no-lineal que surge del aprendizaje adaptativo y de la indexación endógena, es decir, las ecuaciones (7), (10) y (11), en el diseño de la política dinámicamente óptima. Gaspar, Smets y Vestin (2006a) estudian este problema de política óptima con aprendizaje adaptativo, pero sin indexación endógena. Ellos introducen el adjetivo "sofisticado" para referirse a un banco central que es capaz de explotar la dinámica del aprendizaje. En mi modelo, este banco central sofisticado resolvería el siguiente problema de optimización dinámica:

$$\min_{x_{t}} E_{t} \left[\sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} \left(\pi_{t} - \pi^{*} \right)^{2} + \alpha x_{t}^{2} \right], \tag{22}$$

sujeto a $\pi_{t} = \delta_{1,t} \pi_{t-1} + \delta_{2,t} x_{t} + \delta_{3,t} + \eta_{t}$ y ecuaciones (7), (8), (10) y (11).

La política óptima es no-lineal porque toma en cuenta las no-linealidades que surgen de la estimación recursiva del grado de persistencia de la inflación (ecuaciones 7 y 8), y de la indexación endógena (ecuaciones 10 y 11).

Siguiendo la línea de Gaspar, Smets y Vestin (2006a, 2006b), el supuesto es que la variable de elección del banco central es la brecha del producto y que el banco central apunta a una meta de inflación a largo plazo. Un criterio alternativo, inspirado por este trabajo, sería utilizar las metas de inflación anuales como la variable escogida por el banco central. Luego, una elección particular de metas temporales implicaría automáticamente una brecha del producto dada, según la política estricta de metas de inflación que muestra la ecuación (20).

El problema de optimización definido por (22) corresponde a un problema de programación dinámica no lineal con cuatro variables de estado: $(\pi_{{\scriptscriptstyle t-1}},\ c_{{\scriptscriptstyle t-1}},\ \varSigma_{{\scriptscriptstyle t-1}},\ s_{{\scriptscriptstyle t-1}}).$ La aproximación numérica a este problema es complicada, pero se encuentra dentro del alcance de la metodología actual. No obstante, aquí el diseño de la política óptima se basa en supuestos bastante audaces relacionados con el conocimiento que el banco central tiene de la formación de expectativas en el sector privado. Supone que el banco central no solo observa las creencias del sector privado, sino que también conoce la dinámica exacta del aprendizaje. La política que podría implementar un banco central con tantos conocimientos proporcionaría un marco de referencia muy útil para comparar diferentes modelos, pero no es una estrategia que pueda implementarse en la práctica. Yo propongo, en cambio, un criterio alternativo al diseño de políticas en condiciones de incertidumbre que se puede implementar bajo supuestos más realistas en cuanto a la información.

El diseño de políticas óptimas que podría implementarse con la información de la que disponen los bancos centrales en la práctica recurre al aprendizaje. En este caso, el banco central aprendería sobre la dinámica de la inflación estimando recursivamente los parámetros relevantes de las ecuaciones de inflación de forma reducida (13) o (19). A diferencia de las empresas fijadoras de precios del modelo, que este supone simplemente estimaban una regresión de inflación sobre su propio rezago, el banco central puede gastar más recursos en el aprendizaje. De hecho, los econometristas del banco central regularmente estiman curvas de Phillips que incorporan el efecto de la política sobre la inflación a través de la brecha del producto, x.

En el modelo estudiado en este trabajo, el aprendizaje del banco central puede aplicarse a la ecuación de inflación de forma reducida coherente con el aprendizaje adaptativo y la indexación endógena, es decir:

$$\pi_{t} = \delta_{1,t} \, \pi_{t-t} + \delta_{2,t} \, x_{t} + \delta_{3,t} + \eta_{t}. \tag{23}$$

Las creencias del banco central sobre los tres parámetros variantes temporales pueden resumirse con el vector $\mathbf{d}_t = (d_{1,t}, d_{2,t}, d_{3,t})$ y con la matriz de covarianza asociada, $\mathbf{\Sigma}_{dt}^{12}$

$$\operatorname{var} \begin{bmatrix} d_{1,t} \\ d_{2,t} \\ d_{3,t} \end{bmatrix} = \Sigma_d = \begin{bmatrix} v_t^1 & v_t^{12} & v_t^{13} \\ v_t^{12} & v_t^2 & v_t^{23} \\ v_t^{13} & v_t^{23} & v_t^3 \end{bmatrix}.$$
 (24)

El vector de variables de estado que caracteriza a las creencias del banco central contiene nueve variables: tres medias, tres varianzas y tres covarianzas. Las ecuaciones de actualización relacionadas para mínimos cuadrados recursivos con parámetros variantes temporales corresponden a:

$$\begin{pmatrix}
d_{1,t} \\
d_{2,t} \\
d_{3,t}
\end{pmatrix} = \begin{pmatrix}
d_{1,t-1} \\
d_{2,t-1} \\
d_{3,t-1}
\end{pmatrix} + \mathbf{\Sigma}_{t-1} \mathbf{X}_{t} F^{-1} \begin{pmatrix}
\pi_{t} - d_{1,t-1} \pi_{t-1} \\
-d_{2,t-1} x_{t} - d_{3,t-1}
\end{pmatrix}, (25)$$

$$\boldsymbol{\Sigma}_{d,t} = \boldsymbol{\Sigma}_{d,t-1} - \boldsymbol{\Sigma}_{d,t-1} \boldsymbol{X}_t \boldsymbol{F}^{-1} \boldsymbol{X}_t' \; \boldsymbol{\Sigma}_{d,t-1} + \boldsymbol{\sigma}_d,$$

donde $\mathbf{X}_{t}' = (\pi_{t-1} x_{t-1})$. F se refiere a la varianza condicional de la inflación y $F = \mathbf{X}_{t} \mathbf{\Sigma}_{d,t-1} \mathbf{X}_{t}' + \sigma^{\eta}$.

Los requerimientos de información de este banco

central que aprende son mucho menos estrictos que los del banco central sofisticado que se describe más arriba. Solo se requiere de observaciones de inflación y producto. El producto potencial se puede subsumir en el intercepto variante temporal. Una oportunidad fructífera para investigación futura sería reevaluar las políticas de desinflación de la sección precedente, bajo el supuesto de que el banco central aprende sobre los parámetros variantes temporales que rigen el proceso de inflación de este modo. Wieland (2000a, 2000b, 2006) y Beck y Wieland (2002) calculan políticas de aprendizaje óptimo para tales problemas con hasta dos parámetros desconocidos y comparan su desempeño con políticas de aprendizaje pasivo que no consideran en la optimización las ecuaciones de actualización propias del banco. Como mínimo, el diseño de políticas con aprendizaje pasivo se podría aplicar al problema de política de este trabajo.

VIII. CONCLUSIONES Y EXTENSIONES

Este trabajo ha demostrado que las estrategias de metas de inflación pueden hacer bajar los costos de la desinflación y de la estabilización de la inflación futura. He explorado dos canales mediante los que puede ocurrir esta reducción: el aprendizaje adaptativo y la indexación endógena. Podría decirse que ambos canales pueden haber jugado un papel importante en la experiencia desinflacionaria de Chile.

Si los agentes del mercado aprenden en forma adaptativa en lugar de formar expectativas racionales, la historia pasada es importante. A medida que el banco central actúa para poner la inflación bajo control, los agentes del mercado observan las consecuencias de estas acciones y corrigen sus creencias sobre el grado de persistencia de la inflación. Con el tiempo, el aprendizaje adaptativo hace bajar el costo de la desinflación. Un criterio de desinflación paulatina puede aprovechar este efecto beneficioso.

La indexación endógena implica que a las empresas fijadoras de precios se les permite elegir entre la

¹² Ver Wieland (2006). Otros trabajos sobre el aprendizaje del banco central en este contexto son: Cogley, Colacito y Sargent (2007), Ellison (2006), Svensson y Williams (2007) y Wieland (2000a, 2000b).

inflación pasada y la meta del banco central como índice para sus reglas de precios en períodos sin señales Calvo para fijar los precios en forma óptima. Las empresas evalúan la probabilidad de que las metas de inflación anunciadas determinen la inflación de estado estacionario y aplican los reajustes contractuales que correspondan. Una estrategia de anunciar y lograr metas de inflación de corto plazo es capaz de influir en el grado de indexación retrospectiva. Esto implica que las empresas pueden observar bastante rápido si el banco central actúa para alcanzar las metas que proclama. Cuando el banco central es fiel a sus compromisos, aumenta la probabilidad de que las empresas cambien la indexación retrospectiva por las metas anunciadas por el banco central. Las metas anuales de corto plazo, para cuyo logro se hacen esfuerzos activos, ayudan a reducir el grado de indexación con más eficacia que con una meta de largo plazo que es alcanzada solo gradualmente.

Este análisis sugiere que los modelos dinámicos de equilibrio general estimados con supuestos de expectativas racionales y un grado exógeno y constante de indexación retrospectiva pueden juzgar erróneamente los costos de la desinflación de dos maneras. En primer lugar, el supuesto de expectativas racionales puede sobrestimar el poder del banco para influenciar el costo de la desinflación solo con palabras, sean estas anuncios o compromisos verbales. El aprendizaje implica que los anuncios deben ser seguidos de acción para convencer a los agentes del mercado. La consiguiente baja de la persistencia de la inflación se ve influenciada por acciones de política, así como por shocks económicos. En segundo lugar, el supuesto de indexación exógena puede llevar a estimaciones de modelos que sobrestiman el costo de la desinflación y el dilema entre inflación y producto. Una reducción endógena del grado de indexación retrospectiva a medida que la inflación se acerca a la meta anunciada proporciona al banco central un dilema o tradeoff más favorable.

Este estudio presenta muchas extensiones posibles interesantes y potencialmente importantes. Estas extensiones tienen que ver con el diseño óptimo de política monetaria, la formación de expectativas, el rol de la tasa de interés, el rol del tipo de cambio y el grado de apertura de la economía. Con respecto al diseño de políticas dinámicamente óptimas, se

propusieron dos criterios posibles en la sección VII del trabajo, como la derivación de la política dinámicamente óptima que incorpora la dinámica de aprendizaje no lineal presente en el modelo. A pesar de que tal política se basa en supuestos de información poco realistas, constituiría un marco de referencia útil para comparar con políticas posibles de implementar en la práctica, como la política con aprendizaje del banco central propuesta en la sección VII.

En cuanto a la formación de expectativas, sería útil evaluar las implicancias de las especificaciones de aprendizaje adaptativo alternativo (ver Branch y Evans, 2006; Milani, 2007) para el costo de la desinflación. También sería interesante estudiar la indexación endógena con expectativas racionales. Así, los efectos cuantitativos de la indexación endógena podrían estudiarse por separado de aquéllos que surgen el aprendizaje adaptativo.

El modelo considerado aquí es muy estilizado. El supuesto es que el banco central controla la brecha del producto directamente. En cambio, la transmisión del instrumento de política primario del banco central (es decir, la tasa de interés de corto plazo nominal) y la brecha del producto podrán modelarse en forma explícita. En otras palabras, el modelo puede extenderse e incorporar la ecuación de Euler log-lineal de los hogares, es decir, la curva IS neokeynesiana. Esta extensión incluiría el estudio de una gran cantidad de nuevas interrogantes sobre el diseño de reglas de tasas de interés y las condiciones para la estabilidad con aprendizaje (ver también Llosa y Tuesta, 2007).

Finalmente, Chile, al igual que muchos países que aplican esquemas de metas de inflación, es una economía pequeña y abierta. Es posible que, en la desinflación chilena, los *shocks* favorables al tipo de cambio y los términos de intercambio hayan jugado un rol importante en proteger la economía. Estos efectos podrían examinarse extendiendo el análisis del aprendizaje y de la indexación endógena realizado en este trabajo a una economía pequeña y abierta. En una economía abierta surgen más preguntas prácticas como, por ejemplo, si fijar metas para la inflación interna o para la inflación del IPC y cómo incorporar el tipo de cambio a las políticas de tasas de interés.

REFERENCIAS

- Aguirre, A. y K. Schmidt-Hebbel (2007). "Monetary Policy in Transition from Partial to Full-Fledged Inflation Targeting in Chile." En *Monetary Policy in Emerging Markets* and Other Developing Countries, editado por N. Batini. Commack, NY, EE.UU.: Nova Science Publishers.
- Branch, W. y G. Evans (2006). "A Simple Recursive Forecasting Model." *Economics Letters* 91(2): 158–66.
- Beck, G. y V. Wieland (2002). "Learning and Control in a Changing Economic Environment." *Journal of Economic Dynamics and Control* 26(9–10): 1359–77.
- Calvo, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383–98.
- Calvo, G. y E. Mendoza (1999). "Empirical Puzzles of Chilean Stabilization Policy." En *Chile: Recent Policy Lessons* and Emerging Challenges, editado por G. Perry y D.M. Leipziger. Washington, DC, EE.UU.: Banco Mundial.
- Caputo, R., F. Liendo y J.P. Medina (2007). "New Keynesian Models for Chile in the Inflation-Targeting Period." En Monetary Policy under Inflation Targeting, editado por F. Mishkin y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Caputo, R., J.P. Medina y C. Soto (2006). "Nominal Rigidities, Indexation, and Inflation Persistence in Chile: A Structural Investigation." Mimeo, Banco Central de Chile.
- Christiano, L., M. Eichenbaum y C. Evans (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy* 113(1): 1–45.
- 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.
- Cogley, T., R. Colacito y T.J. Sargent (2007). "Benefits from U.S. Monetary Policy Experimentation in the Days of Samuelson and Solow and Lucas." *Journal of Money. Credit, and Banking* 39(S1): 67–99.
- Corbo, V., O. Landerretche y K. Schmidt-Hebbel (2002). "Does Inflation Targeting Make a Difference?" En *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, editado por N. Loayza y R. Soto. Banco Central de Chile.
- Corbo, V. y K. Schmidt-Hebbel (2003). "Inflation Targeting: The Latin American Experience." En Latin American Macroeconomic Reform: The Second Stage, editado por J.A. González, V. Corbo, A.O. Krueger y A. Tornell. University of Chicago Press.
- De Gregorio, J. y E. Parrado (2006). "Overshooting Meets Inflation Targeting." Documento de Trabajo 394. Santiago: Banco Central de Chile.

- Ellison, M (2006). "The Learning Cost of Interest Rate Reversals." *Journal of Monetary Economics* 53(8): 1895–907.
- Evans, G. y S. Honkapohja (2001). *Learning and Expectations in Macroeconomics*. Princeton University Press.
- Fraga, A., I. Goldfajn y A. Minella (2003). "Inflation Targeting in Emerging Market Economies." Documento de Trabajo 10019. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research
- Galí, J. y M. Gertler (1999). "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis." *Journal of Monetary Economics* 44(2): 195–222.
- Gaspar, V., F. Smets y D. Vestin (2006a). "Adaptive Learning, Persistence and Optimal Monetary Policy." *Journal of the European Economic Association* 4(2–3): 376–85.
- Gaspar, V., F. Smets y D. Vestin (2006b). "Optimal Monetary Policy under Adaptive Learning." Computing in Economics and Finance 183.
- Harvey, A.C. (1992). Time Series Models, 2^a ed. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Herrera, L.O. (2002). "Indexation, Inflation Inertia, and the Sacrifice Coefficient." En *Indexation, Inflation, and Monetary Policy*, editado por F. Lefort y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Lefort, F. y K. Schmidt-Hebbel (2002). "Indexation, Inflation, and Monetary Policy: An Overview." En *Indexation, Inflation, and Monetary Policy*, editado por F. Lefort y K. Schmidt-Hebbel. Banco Central de Chile.
- Llosa, L.G. y V. Tuesta (2007). "Learning about Monetary Policy Rules When the Cost Channel Matters." Documento de Trabajo 2007-014. Banco Central de la Reserva del Perú.
- Marcet, A. y T. Sargent (1989). "Convergence of Least Squares Learning Mechanisms in Self-Referential Linear Stochastic Models." *Journal of Economic Theory* 48(2): 337–68.
- Milani, F. (2007). "Expectations, Learning, and Macroeconomic Persistence." *Journal of Monetary Economics* 54(7): 2065–82.
- Mishkin, F. y K. Schmidt-Hebbel (2001). "One Decade of Inflation Targeting: What Do We Know and What Do We Need to Know?" NBER Working Paper 8397.
- Orphanides, A. y V. Wieland (2000). "Inflation Zone Targeting." European Economic Review 44(7): 1351–87.
- Orphanides, A. y J.C. Williams (2006a). "Inflation Targeting under Imperfect Knowledge." Working Paper 2006-14. Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Orphanides, A. y J.C. Williams (2006b). "Monetary Policy with Imperfect Knowledge." *Journal of the European Economic Association* 4(2–3): 366–75.

- Sargent, T., N. Williams y T. Zha (2006). "The Conquest of South American Inflation." NBER Working Paper 12606
- Schmidt-Hebbel, K. y A. Werner (2002). "Inflation Targeting in Brazil, Chile and Mexico: Performance, Credibility and the Exchange Rate." Documento de Trabajo N°171, Banco Central de Chile.
- Svensson, L.E.O. y N. Williams (2007). "Bayesian and Adaptive Optimal Policy under Model Uncertainty." NBER Working Paper 13414.
- Walsh, C. (2003). *Monetary Theory and Policy*, 2^a edición. Cambridge, MA, EE.UU.: MIT Press.
- Walsh, C. (2007). "Announcements and the Role of Policy Guidance." Trabajo creado para la 32ª Conferencia Anual de Política Económica. Federal Reserve Bank of St. Louis, 19–20 de octubre.

- Wieland, V. (2000a). "Learning by Doing and the Value of Optimal Experimentation." *Journal of Economic Dynamics* and Control 24(4): 501–34.
- Wieland, V. (2000b). "Monetary Policy, Parameter Uncertainty, and Optimal Learning." *Journal of Monetary Economics* 46(1): 199–228.
- Wieland, V. (2006). "Monetary Policy and Uncertainty about the Natural Unemployment Rate: Brainard-Style Conservatism versus Experimental Activism." Advances in Macroeconomics 6(1): 1288–97.
- Woodford, M. (2003). Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy. Princeton, NJ, EE.UU.: Princeton University Press.
- Zellner, A. (1971). An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics. Hoboken, N.J.: John Wiley and Sons.