

LA NOMINALIZACIÓN DE LA POLÍTICA MONETARIA EN CHILE: UNA EVALUACIÓN

Rodrigo Fuentes S.*
Alejandro Jara R.**
Klaus Schmidt-Hebbel D.***
Matías Tapia G.****

I. INTRODUCCIÓN

En agosto del 2001, el Banco Central de Chile nominalizó su principal instrumento de política monetaria, reemplazando la tasa de política monetaria (TPM) indizada a la Unidad de Fomento (UF) que usaba hasta la fecha por una TPM nominal o denominada en pesos. Esta reforma puso término a 16 años de política monetaria basada en un instrumento indizado, asimilando la conducción monetaria a la práctica adoptada por los demás bancos centrales del mundo que conducen política monetaria de manera activa. Ello se complementó con un significativo cambio en la composición de la cartera del Banco Central, reemplazando gradualmente la deuda de corto y mediano plazo en UF por deuda en pesos.

Una serie de consecuencias, tanto en la conducción de la política monetaria como en los mercados financieros, puede asociarse a este cambio en la forma de implementar la política monetaria. El objetivo de este trabajo es evaluar, después de cerca de dos años de operación del nuevo esquema, los principales elementos y resultados asociados a este.

Una evaluación preliminar del tema se realiza en el artículo de Fuentes et al. (2003), el cual presenta los objetivos que tuvo el Banco Central al efectuar este cambio, realizando un exhaustivo análisis de ellos y de una serie de argumentos —de primer y segundo orden— en torno a los efectos de la adopción de este nuevo régimen. Esa discusión recoge el debate presentado en una reciente edición de *Cuadernos de Economía*, con un artículo introductorio de Rosende (2002) y artículos de discusión de Morandé (2002) y Fontaine (2002). Estos trabajos, al igual que el presente artículo, se aproximan al análisis de

la nominalización desde la perspectiva de cómo esta ha afectado la efectividad de la política monetaria y a los mercados financieros.

Morandé (2002) plantea una posición favorable a la nominalización, desestimando que el cambio de instrumento ocasione un perjuicio sobre la efectividad de la política monetaria y su capacidad de garantizar una inflación baja y estable. Morandé (2002) se refiere a dos críticas que surgieron en el debate realizado al interior del Banco Central mientras se evaluaba la conveniencia de reemplazar la tasa de política indizada por una nominal. Primero, la supuesta necesidad que se tendría, bajo el nuevo esquema, de reaccionar en forma más rápida y enérgica ante *shocks* inflacionarios. Morandé concluye que tal necesidad no existe. Primero, porque la existencia de una meta de inflación creíble provee un ancla nominal. Segundo, debido a que lo relevante es la reacción de la tasa de interés real ex ante, no resulta importante la denominación (en pesos o UF) de la tasa de política. Aunque es cierto que, posiblemente, la tasa de interés nominal debe moverse más que la indizada, el movimiento de la tasa de interés real ex ante subyacente es en ambos casos idéntico. Es decir, los fundamentos de conducción de la política permanecen inalterados. El segundo argumento analizado por Morandé es similar, y se refiere a que una tasa en UF tendría mayores efectos reales al operar de manera más efectiva a través de los mecanismos de transmisión tradicionales. Sin embargo, ello sería cierto solo si la tasa en UF es una mejor aproximación que la tasa

* Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. e-mail: rfuentes@bcentral.cl.

** Gerencia de Análisis Financiero, Banco Central de Chile. e-mail: ajara@bcentral.cl

*** Gerente de Investigación Económica, Banco Central de Chile. e-mail: kschmidt@bcentral.cl.

**** Gerencia de Investigación Económica, Banco Central de Chile. e-mail: mtapia@bcentral.cl.

Se agradecen los valiosos comentarios de César Calderón, José de Gregorio, Luis Óscar Herrera, Alain Ize, Carlos Massad, Miguel Ángel Nacur, Jorge Pérez, Claudio Soto y Rodrigo Valdés, así como los de tres árbitros anónimos, la excelente colaboración de Erika Arraño y, especialmente, las discusiones y aportes de Rómulo Chumacero a diferentes secciones de este trabajo.

nominal a la tasa de interés real. Como se verá más adelante, ello no es el caso.

Fontaine (2002), en cambio, presenta una posición contraria a la nominalización. Su crítica plantea que el cambio se asociaría a una pérdida de efectividad de la política monetaria y a un aumento de la volatilidad de las tasas en UF, con consecuencias financieras adversas y significativas para los inversionistas institucionales. El argumento respecto de la política monetaria se basa en suponer que la tasa en UF es la relevante para la toma de decisiones privadas, debido a su semejanza con la tasa de interés real en un contexto de inflación baja y relativamente estable. Fontaine plantea que los agentes utilizan la tasa en UF como tasa de descuento para evaluar el precio de los activos, ya que la práctica la ha convertido en un símil de la tasa real ex ante. Sin embargo, tal análisis ignora el proceso de arbitraje entre las tasas indizadas y nominales, por el cual ambas serían en igual medida una buena (mala) aproximación a la tasa real. Dado que, además, no existe un instrumento perfectamente indizado, ninguna de las dos tasas logra replicar una tasa real.

Este trabajo, basándose en el artículo de Fuentes et al. (2002), centra su atención en los principales argumentos planteados en el debate en torno a la nominalización, realizando un análisis crítico de cada uno de ellos e incorporando elementos más formales en la discusión teórica y empírica respecto de sus efectos. Además, presta atención a una consecuencia crucial de la nominalización, y que no ha sido mencionada en el debate público: la ampliación del rango de la política monetaria. ¿Cuál es la relevancia de este punto? De haber seguido con el esquema anterior de tasas indizadas, en los 20 meses transcurridos desde la nominalización al menos en cuatro ocasiones el Banco Central no habría podido aplicar la política que siguió con tasas nominales, porque esto habría significado tasas en UF negativas o nominales equivalentes negativas.

En definitiva, este trabajo combina aspectos propios de un artículo de política económica con elementos propios de un estudio académico formal.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección II se presenta una breve descripción de la historia reciente de la política monetaria y una descripción de cómo se llevó a cabo el proceso de

nominalización. La tercera sección se centra en tres grandes temas de importancia para este cambio y su impacto en la política monetaria: la ampliación del rango para la tasa de política, la efectividad de la política monetaria en el nuevo contexto y la posibilidad de que el nuevo esquema requiera de cambios más intensos y frecuentes en las tasas de política. La sección IV está reservada para el análisis de los efectos financieros asociados a la nueva denominación de la política monetaria y los instrumentos asociados a ella. La última sección resume los argumentos y concluye.

II. EL MARCO DE LA POLÍTICA MONETARIA: HISTORIA RECIENTE

Con el abandono del esquema de tipo de cambio fijo en 1982 y el desarrollo de operaciones monetarias de rescate de gran parte de la banca insolvente, se inauguró un período en que el objetivo del Banco Central de Chile fue, casi exclusivamente, la supervivencia del sistema financiero. Con ello, la conducción de la política monetaria se resumió en la mantención de una “tasa de interés sugerida” en términos nominales, de forma de acotar el nivel de la tasa de interés de mercado. Esta situación cambió en agosto de 1985, cuando la recuperación del sector bancario permitió dar nueva atención a la conducción monetaria propiamente tal. En esa fecha, el Banco Central adoptó una política monetaria activa, basada en una tasa definida para instrumentos cuyo principal estaba indizado a la Unidad de Fomento (UF), los Pagarés Reajustables del Banco Central (PRBC) a 90, 180 y 360 días, todos a una tasa de interés sobre UF definida ex ante, e instrumentos en pesos como los PDBC. Si bien los PDBC eran a tasas nominales, básicamente a 30 días plazo, en la práctica su tasa equivalente fue de 40 puntos base menos que los PRBC a 90 días, más la expectativa de inflación (modificada cada semana), que indicaba en forma implícita la inflación mensual esperada, facilitando el ajuste del mercado (una forma más sofisticada que la “tasa sugerida”) y un mejor manejo de la liquidez de más corto plazo a los bancos comerciales.

La adopción, en 1985, de una tasa de interés como instrumento de política, en vez de un agregado monetario, fue motivada, al igual que en otros países, por la aparente inestabilidad empírica de las demandas por agregados monetarios y por la

CUADRO 1

**Instrumentos para las Tasas de Política Monetaria,
Niveles y Desviaciones Estándares de las Tasas de Política
y Tasa de Inflación, 1985-2002**

Período	Instrumento	Tasa de política monetaria en UF (%)		Tasa de inflación (%)	
		Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar
1. Agosto 1985 – abril 1995	PRBC-90	5.7	1.4	16.9	5.4
2. Mayo 1995– diciembre 2000	Tasa interbancaria 1 día UF	6.7	1.5	5.5	1.8
3. Enero 2001 – julio 2001	Tasa interbancaria 1 día UF	4.0	0.5	3.7	0.5
4. Agosto 2001 – marzo 2003	Tasa interbancaria 1 día pesos	1.4	1.6	2.9	0.7

Nota: La tasa de política monetaria corresponde a la tasa efectiva expresada en UF en los tres primeros períodos. La tasa indicada para el período post-nominalización (agosto 2001 – marzo 2003) corresponde a una tasa ex ante real, definida como la TPM efectiva nominal menos el centro del rango meta de la inflación (3%).

creencia en la superioridad comunicacional de una tasa de interés por sobre la evolución de algún agregado monetario.¹

Sin embargo, la particularidad del caso chileno fue la selección de una tasa de política indizada a la UF. Como describe Fontaine (2002), la elección de esta tasa indizada —y no de una tasa nominal— no se debió a la intención consciente de desplazar la composición de la cartera de los mercados financieros hacia instrumentos indizados.² Por el contrario, simplemente reconoció que el uso de la UF estaba muy extendido y asentado en los mercados, en virtud de la credibilidad y transparencia de este mecanismo de indización.

Como resume el cuadro 1, el Banco Central ancló su TPM a tasas indizadas correspondientes a pasivos de distintas características y plazos a lo largo del período 1985-2001. A partir de 1989, el Instituto Emisor comenzó a licitar también pagarés a 10 años plazo (PRC), aunque tales papeles apuntaban a la estructura temporal de las obligaciones del Banco Central, ya que los objetivos de política monetaria siguieron implementándose a través de los papeles a menos plazo, en particular el PRBC-90. En mayo de 1995, el instrumento utilizado para el objetivo de tasa de interés indizada cambió, reemplazándose el PRBC-90 por la tasa de operaciones interbancarias a un día, expresada como una tasa indizada a la UF como referencia. Así, el régimen de tasa indizada se mantuvo en forma ininterrumpida por 16 años.

Sin embargo, las políticas económicas y la estructura de la economía chilena experimentaron profundos cambios y modernizaciones durante esos 16 años.

En particular, el marco de las políticas del Banco Central cambió paulatina pero significativamente a partir de la autonomía obtenida en 1989. La modernización del esquema monetario y cambiario consistió en la adopción gradual de un esquema monetario de metas de inflación a partir de 1991 —proceso completado en 1999—, la creciente flexibilización cambiaria —que culminó con la adopción de un tipo de cambio flotante en 1999—, la continua desregulación de los controles de capitales desde y hacia el exterior —con la total liberalización de la cuenta de capitales en el 2000— y la mayor formalización y transparencia en los procedimientos de conducción monetaria³ a partir de 1999-2000.

Esta combinación de políticas ha aumentado la credibilidad en la meta inflacionaria del Banco Central, siendo un factor importante para lograr una reducción significativa del nivel y la volatilidad de la inflación (cuadro 1). Mientras el promedio de la inflación fue de 16.9%, entre 1985 y 1995, un significativo descenso

¹ En términos generales, el dilema entre el uso de tasas de interés o algún agregado monetario se funda en lo planteado en los artículos de Poole (1970) y de Friedman (1970). La característica común en este tipo de análisis es que la elección del instrumento óptimo depende de las varianzas relativas de las diferentes fuentes de incertidumbre que afectan a la economía, así como de los parámetros de comportamiento del sistema. Mies y Morandé (2001) presentan un análisis de estos elementos para el caso chileno

² A diferencia de la adopción de la nominalización en 2001, que sí tuvo entre sus objetivos explícitos un cambio en la composición de los activos del sistema financiero, esta vez hacia activos nominales en pesos.

³ Esta mayor formalidad se refleja en reuniones de política monetaria anunciadas con meses de anticipación, la publicación de las actas del Consejo y la publicación de un informe de política monetaria cuatrimestral.

se observa después, llegando a un valor levemente inferior a 3% a partir de la nominalización.

III. EFECTOS DE LA NOMINALIZACIÓN SOBRE LA POLÍTICA MONETARIA

En esta sección se analizan las implicancias de la nominalización para la política monetaria. Un tema central en torno a este punto es la equivalencia entre tasa de interés real y tasa indizada. Mientras la primera es la relevante para la toma de decisiones de inversión y consumo, la segunda es una tasa creada para tener una protección imperfecta frente a la inflación. En la práctica, ningún instrumento financiero paga una tasa de interés real, entendiendo como tal un instrumento cuya tasa de interés ex ante sea igual a la tasa de interés real ex post. Así, la UF es solo un mecanismo de indización imperfecta que se reajusta sobre la base de la inflación pasada.

Los instrumentos financieros indizados reciben un interés o premio, fijado al momento de su contratación, sobre el principal reajustado con la UF diaria. Debido al rezago de 37 a 40 días en la indización de la UF respecto del Índice de Precios al Consumidor, la tasa en UF no es equivalente a una tasa de interés real ex post (la tasa nominal ajustada por la tasa de inflación efectiva) ni a una tasa de interés real ex ante (la tasa nominal ajustada por la tasa de inflación esperada). Por una parte, la diferencia entre la tasa en UF y la tasa real ex post radica en la diferencia entre la tasa de variación del IPC rezagado en 37-40 días y la del IPC contemporáneo. Por otra parte, la diferencia entre la tasa en UF y la tasa de interés real ex ante es la suma de las diferencias entre las tasas de variación del IPC rezagado y el contemporáneo, y el error de proyección de la inflación. Ambas diferencias pueden ser, y frecuentemente son, muy grandes en instrumentos de madurez corta (de días, un mes o tres meses) tendiendo a cero a medida que la madurez aumenta (uno, cinco o veinte años). Por lo tanto, y a la luz de la discusión anterior, la tasa en UF es un instrumento imperfecto para todas las operaciones financieras y reales de corto y mediano plazo para las cuales las tasas reales ex ante resultan relevantes.

Es importante hacer notar que esta comparación de tasas de interés requiere de una tasa nominal para poder estimar una tasa real ex ante. Sin embargo, no es posible encontrar instrumentos nominales de largo

plazo antes de la nominalización. Por esta razón, en los gráficos 1 y 2 se comparan las tasas promedio de colocación bancaria para operaciones de 30 a 89 días con las de 90 días a un año. La tasa real ex ante se estima utilizando las expectativas de inflación publicadas en *Consensus Forecasts*. La simple inspección muestra claramente que, a medida que aumenta el plazo, ambas tasas se mueven en forma conjunta. El coeficiente de correlación aumenta de 0.69 a 0.82 con el plazo, corroborando que al aumentar el plazo las tasas reales y en UF tienden a parecerse, especialmente en un contexto de inflación baja sin mayores sorpresas. Como se demuestra en el apéndice, la correlación debe tender a 1.0 cuando los plazos tienden a infinito.

Finalmente, sabiendo que la tasa de interés nominal no es la relevante para la toma de decisiones, la pregunta es cuál de las dos tasas, la nominal o la indizada, señala mejor la tasa relevante para los agentes. En la sección IV se demuestra que las tasas nominales y las tasas en UF están arbitradas, de lo que se infiere que la tasa nominal no es una peor señal que la tasa en UF para las decisiones de los agentes económicos.

1. Ampliación del Rango de Política Monetaria

El principal efecto que consiguió la nominalización sobre el manejo de la política monetaria fue la ampliación del rango de opciones de política monetaria. Todas las demás consecuencias para la política monetaria y los mercados financieros, analizadas en las restantes secciones, pueden considerarse de segundo orden en comparación con el efecto anterior.

Este tema involucra tres aspectos de gran importancia: la ya mencionada diferencia entre tasas de interés indizadas y reales, las tasas a las cuales se realizan las operaciones monetarias de mercado abierto y la imposibilidad de conducir la política monetaria con una TPM indizada negativa y/o una tasa negativa nominal equivalente a la TPM en UF.

En Chile, la conducción de la política monetaria se basa en la interacción del Banco Central con los bancos comerciales a través de operaciones de mercado abierto, complementadas por operaciones monetarias de un día (operaciones de redescuento,

GRÁFICO 1

Tasas Reales y Tasas Indizadas de Colocaciones Bancarias de 30 a 89 días, 1995-2003

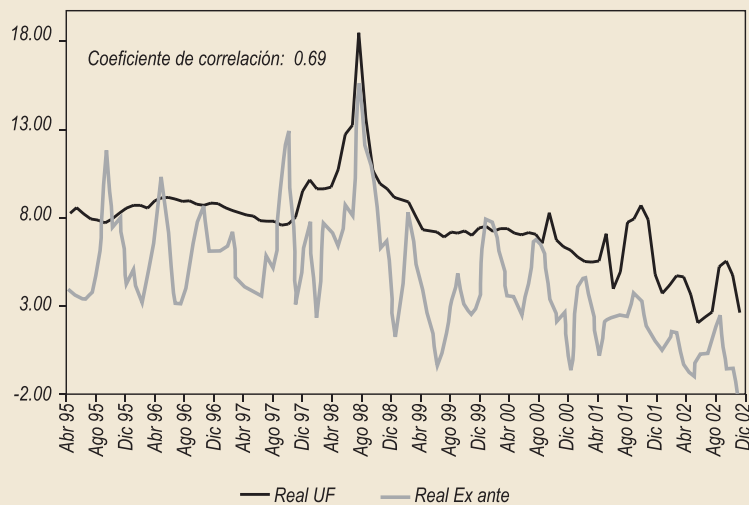
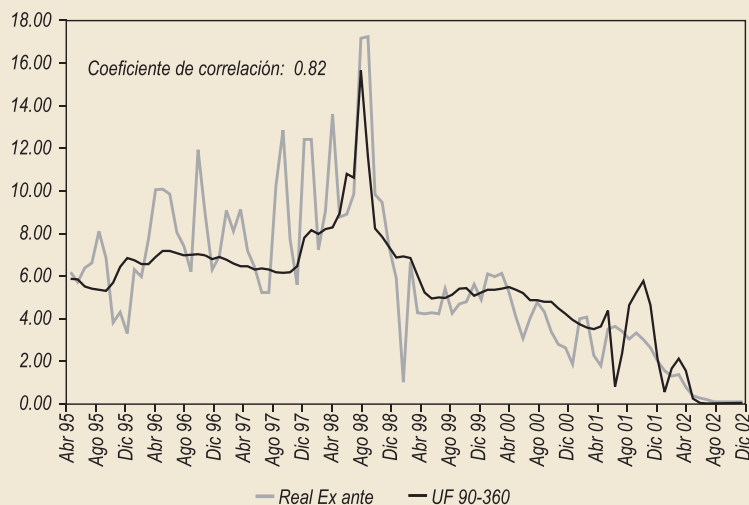


GRÁFICO 2

Tasas Reales y Tasas Indizadas de Colocaciones Bancarias de 90 días a Un Año, 1995-2003



líneas de crédito y “repos”). Estas acciones son la expresión práctica de la política monetaria y se orientan a alcanzar el valor de la tasa interbancaria indicado por la TPM.

Cuando la TPM estaba indizada a la UF, la ejecución práctica de la política no se hacía con papeles denominados en esta, al no haber instrumentos de muy corto plazo definidos en tasa indizada. Por ello, las operaciones de mercado abierto se realizaban sobre una tasa de interés nominal equivalente a la TPM indizada a la UF. Esta tasa de interés nominal

equivalente para las operaciones monetarias de muy corto plazo (de madurez de uno o pocos días) corresponde a la suma del premio representado por la TPM en UF y la variación perfectamente conocida de la UF en los siguientes días (ello es un reflejo del arbitraje de tasas cubierto). Los *shocks* de la inflación mensual efectiva —reflejados en la UF con el rezago indicado— repercutían directamente en *shocks* de la tasa de interés nominal equivalente a la TPM en UF. Por lo tanto, antes de la nominalización, la TPM en UF fue la tasa ancla del sistema financiero, y las tasas nominales de corto plazo reflejaban residualmente los efectos de los volátiles *shocks* inflacionarios mensuales.⁴

Lo anterior permite destacar dos restricciones prácticas, pero cruciales, para la conducción de la política monetaria en Chile bajo el régimen indizado: la imposibilidad legal de adoptar una TPM indizada negativa y la imposibilidad factual de implementar una tasa nominal equivalente negativa.

La imposibilidad legal se refiere a que el Banco Central no podía fijar una TPM en UF inferior a 0%.⁵ Nótese que, en la medida que exista inflación positiva, ello implica una tasa nominal equivalente mayor

⁴ Esto hace abstracción de la presencia adicional del premio por riesgo inflación.

⁵ Ello se deriva de la Ley N° 18.010, que regula las operaciones de crédito de dinero, la cual establece que “constituye interés toda suma que recibe o tiene derecho a recibir el acreedor por sobre el capital reajustado”. De la definición transcrita se desprende que para estar en presencia de “intereses”, debe tratarse de una suma de dinero que el respectivo acreedor reciba o tenga derecho a recibir; lo cual supone que existe un ingreso efectivo ya sea del dinero o del crédito que este representa al patrimonio del acreedor. Del tenor del texto antedicho, se infiere que por su propia esencia no pueden existir, desde el punto de vista legal, intereses negativos, por cuanto no es factible recibir o tener derecho a recibir una suma inferior al capital debidamente reajustado. Agradecemos a Miguel Ángel Naicur el aclararnos este punto.

que cero. Suponiendo que, en el mediano plazo, la tasa de inflación permanece en promedio en el centro del rango meta, la tasa más baja que se podría haber adoptado con un esquema de tasa indizada habría sido una tasa nominal equivalente de 3%. Ello limitaba el espectro de tasas de política disponible, porque los países que operan de manera directa con tasas nominales tienen como cota inferior una tasa nominal de 0% (que, con inflación positiva de $x\%$, es en principio coherente con una tasa indizada de UF menos $x\%$). En ese sentido, la nominalización de la política monetaria amplía el rango de conducción de la política que el Banco Central puede alcanzar, permitiendo adoptar tasas de política nominales (y su contrapartida real) que antes no eran legalmente viables.

La imposibilidad factual se asocia a la tasa nominal equivalente con la cual la tasa indizada se traducía en términos operativos. Si la TPM indizada era baja, la existencia de inflación negativa en un mes específico —por fenómenos puntuales o estacionales— planteaba el riesgo de que la variación de la UF del mes siguiente —negativa— fuera mayor que la tasa objetivo indizada. Supóngase, por ejemplo, una TPM indizada de 1%. Si durante un mes particular hay deflación, tal que en términos anualizados sea mayor que ese 1%, la tasa nominal equivalente con que el Banco Central debería implementar su política sería negativa. Resulta imposible operar con una tasa así, no solo por la restricción legal mencionada, sino porque induciría al público a retirar los depósitos de los bancos y a mantener solo saldos líquidos, lo que impediría, durante ese mes, conducir la política monetaria de la manera deseada. La política monetaria se

“paraliza” por un tiempo porque, en términos prácticos, la política buscada no es viable. Es fácil notar que, cuando la inflación era más alta y la posición de la TPM se asociaba a una política más restrictiva, observar un escenario como el descrito era difícil, y por tanto este potencial problema no resultaba de primer orden.

Ello no implica, sin embargo, que no haya ocurrido. En marzo de 1992 se produjo una situación única en el período previo a la nominalización, al hacerse imposible la ejecución de la política monetaria. A comienzos de mes, con una TPM anual en UF de 4.7% vigente (aproximadamente equivalente a una TPM en UF mensualizada de 0.39%), se dio a conocer una variación negativa del IPC en febrero, de -0.6% . Esta situación habría significado que en el período del 9 al 31 de marzo la tasa nominal equivalente —aplicable al primer tramo de la línea de crédito de liquidez, principal determinante de la tasa interbancaria— habría sido de -0.21% . Entre el 1 y el 9 de abril, después de aumentarse el 1 de abril la TPM en UF a 5.2% anual (equivalente a una tasa de aproximadamente 0.43%) la tasa nominal equivalente habría sido de -0.13% .

Ante esta situación, el Consejo del Banco Central acordó imputar una tasa de 0.4% al primer tramo de la línea de liquidez. La tasa interbancaria media fue de 0.1% durante marzo, fluctuando entre 0 y 0.2%. En respuesta a estas tasas muy bajas, pero aún positivas, se produjo una importante sustitución de depósitos a plazo, depósitos en moneda extranjera y documentos públicos en manos del sector privado, por depósitos en cuenta corriente, los que fueron la alternativa de inversión financiera más rentable durante el período. De esta forma, el dinero y la emisión aumentaron en 40% y 70% (tasa de variación mensual), respectivamente.⁶ Esta monetización se revirtió durante abril de 1992, en respuesta al alza de la TPM nominal equivalente. El tipo de cambio nominal no reflejó un impacto significativo durante este episodio, probablemente debido a la falta de flexibilidad cambiaria y de arbitraje de tasas entre activos en monedas distintas existente entonces.⁷

Este episodio fue extraordinario por su carácter probabilístico excepcional: la combinación de una TPM en UF moderada (en torno a 5% anual) con un *shock* deflacionario muy intenso, en circunstancias que la tasa de inflación promedio anual aún era

⁶ El incremento de la emisión se realizó a través de una renovación de solo una fracción (10%) de los pagarés del Banco que vencían en ese período. El excedente de liquidez acumulado en el período del encaje (9 de marzo a 9 de abril) se utilizó como sobrecumplimiento del encaje exigido a los bancos. En el siguiente período se neutralizó el exceso de encaje a través de operaciones de esterilización. Se agradece la valiosa información provista por Jorge Pérez sobre la experiencia de marzo de 1992, incluida en esta nota y en el texto.

⁷ Las restricciones eran producto del régimen de banda cambiaria, complementado por la opción de intervenciones intramarginales, establecida por el Banco Central precisamente en marzo de 1992. Además, la paridad cubierta de tasas domésticas y externas, con la consiguiente respuesta del tipo de cambio nominal a cambios en la diferencia entre tasas, estaba limitada por la existencia de un encaje de 20% a los créditos externos y depósitos en moneda extranjera de los bancos comerciales.

CUADRO 2

**Propiedades Estadísticas de las Tasas de Interés de Política (Efectivas y Equivalentes)
y de la Tasa de Variación en UF, Antes y Después de la Nominalización**

Antes de la Nominalización				
Enero 1990 a diciembre 2000	TPM UF		Variación UF	TPM nominal equivalente
Promedio	6.6%		10.3%	16.9%
Desv. est.	1.3%		11.2%	11.3%
Prob < 0	0.0%		17.7%	6.8%
Enero 2001 a julio 2001				
Promedio	4.0%		2.8%	6.8%
Desv. est.	0.5%		3.5%	3.5%
Prob < 0	0.0%		21.5%	2.5%
Después de la Nominalización				
Agosto 2001 a marzo 2003	TPM nominal	TPM UF equivalente	Variación UF	TPM nominal equivalente
Promedio	4.4%	1.4%	3.1%	4.5%
Desv. est.	1.6%	1.6%	5.1%	5.2%
Prob < 0	0.0%	18.3%	27.1%	19.4%

Nota: la probabilidad de que la variable x sea menor que cero ($\text{Prob} < 0$) corresponde al valor de la función de distribución acumulada evaluada en $x=0$, suponiendo que x se distribuye normalmente con la media y la desviación estándar indicadas en el cuadro. De esta forma, las probabilidades calculadas son incondicionales.

moderadamente elevada, llegando a 13.1% en el año 1992. La importancia de esta experiencia única fue que sirvió de advertencia para períodos futuros de baja inflación, en que la probabilidad de *shocks* deflacionarios sería muy superior.

Así, la convergencia de la inflación hacia el centro del rango meta de inflación (3%) en los años siguientes se vio reflejada en una disminución correspondiente de la variación anualizada de la UF, desde un nivel promedio de 10.3% en 1990-2000 hasta 2.8% en enero-julio del 2001 (cuadro 2). Además, durante el año 2001 se produjo un gradual relajamiento de la política monetaria, reflejado en una reducción de la TPM en UF desde un nivel promedio de 6.6 % en 1990-2000 a 4.0% en el período de enero a julio de 2001. La combinación de una menor inflación y una TPM más baja se tradujo en una drástica reducción de la TPM nominal equivalente, desde 16.9% en 1990-2000 hasta 6.8% en enero-julio del 2001. También las volatilidades de las tasas de inflación y de política monetaria cayeron proporcionalmente (véase las desviaciones estándar).

Los gráficos 3 y 4 ilustran la evolución de todas las tasas relevantes desde el 2001 hasta el 2003: la

TPM en UF efectiva que rigió antes y la TPM en UF equivalente que habría regido (sin nominalización) después de la fecha de nominalización,⁸ la TPM nominal equivalente que rigió antes y que habría regido después de la nominalización, y la TPM nominal efectiva adoptada después de la nominalización. Además se verifican las bajas tasas de variación mensual de la UF, que incluyen los siguientes meses de deflación: febrero, julio, noviembre y diciembre del 2001; enero, junio, noviembre y diciembre del 2002.

La marcada reducción de las tasas de política hacia valores cercanos a cero sugiere que ha aumentado la probabilidad incondicional de enfrentar una TPM nominal equivalente negativa. Por lo tanto, bajo el esquema anterior, el Banco Central se estaba

⁸ La TPM en UF equivalente que habría regido a partir de agosto del 2001 se define simplemente como la diferencia entre la TPM nominal y 3% (el centro del rango meta de inflación). Dado que las expectativas de inflación a un año, reflejadas tanto en los instrumentos del mercado financiero como en la propia encuesta del tema del Banco Central, han permanecido en torno a 3%, una aproximación razonable. La TPM nominal equivalente que habría regido a partir de agosto del 2001 se define como la suma de la TPM en UF equivalente y la tasa de variación de la UF del mes correspondiente.

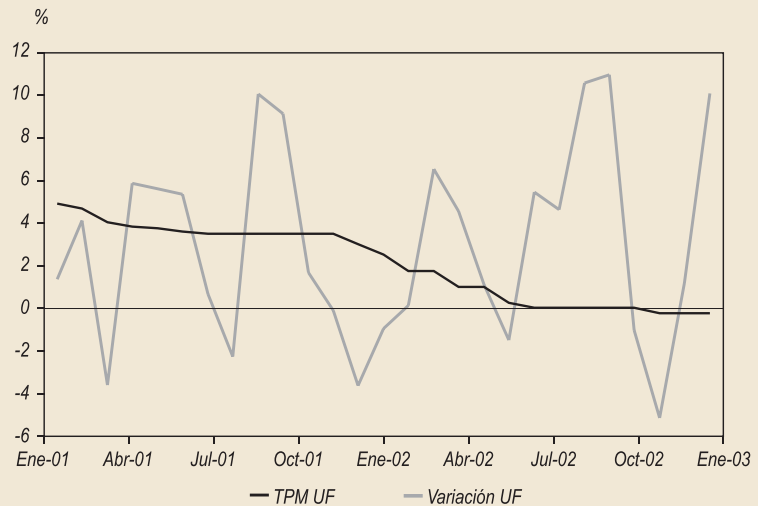
acercando peligrosamente al piso de tasa nominal equivalente a cero, mucho más rápidamente de lo que ocurre con una TPM nominal. Aunque la literatura sobre cuán importante es el riesgo de llegar a tasas cercanas a cero bajo esquemas de TPM nominal es ambigua, este riesgo es de todas formas muy inferior al de llegar a tener que implementar una tasa nominal equivalente igual a cero bajo una TPM indizada.⁹

Ahora bien, ¿cómo evolucionaron las probabilidades incondicionales antes y después de la nominalización en Chile? La evidencia resumida en el cuadro 2 indica que, durante el período 1990-2000, la probabilidad de observar una TPM en UF negativa fue cercana a cero, valor que se mantuvo entre enero y julio del 2001. Contrasta con ello la probabilidad bastante elevada de una variación negativa de la UF, que ya alcanzaba a 18% en 1990-2000, elevándose a 22% en enero-julio del 2001. La probabilidad de tener que enfrentar una TPM nominal equivalente negativa —ya verificada en marzo de 1992— fue de 7% en el período 1990-2000, cayendo a 3% en enero-julio de 2001.

⁹ Desde un punto de vista teórico, cuando se considera el piso de tasa nominal cero y se caracteriza la dinámica global de la economía —no solo el comportamiento de las variables en torno a su valor de estado estacionario— una regla de Taylor puede inducir trayectorias de equilibrio donde la inflación y la tasa de interés convergen a niveles por debajo de sus valores objetivo y la regla de política deja de ser activa (Benhabib, Schmitt-Grohé y Uribe, 2001). Una situación como esta puede ser caracterizada como una trampa de la liquidez, donde el Banco Central pierde su capacidad de hacer una política activa para revertir la espiral deflacionaria. McCallum (2002), por medio de simulaciones, sugiere que la probabilidad de que una economía con una TPM nominal llegue a un nivel de tasa cero es pequeña. Por otra parte, Buitier y Panigirtzoglou (1999), en base a evidencia para el caso británico, presentan conclusiones ambiguas respecto de la probabilidad de que la economía caiga en una trampa de liquidez. En todo caso, la experiencia de Japón, desde hace años con tasas muy cercanas a cero, demuestra la factibilidad real de esta situación. También se han planteado diversas soluciones en caso de que una economía entre en una situación de trampa de liquidez. Estas van desde implementar una política fiscal expansiva no-ricardiana (Benhabib, Schmitt-Grohé y Uribe, 2002) hasta inducir expectativas de mayor inflación futura mediante el manejo de agregados monetarios o a través de una regla para el tipo de cambio nominal (McCallum, 2002).

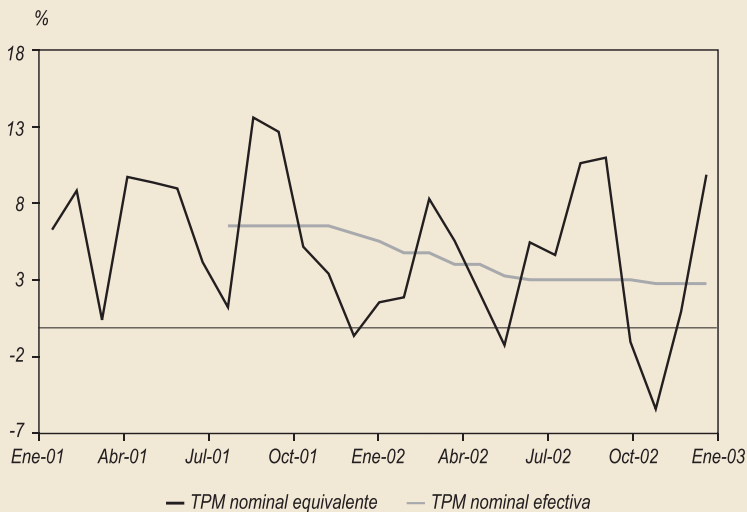
GRÁFICO 3

TPM en UF (Efectiva hasta Julio 2001, Equivalente desde Octubre 2001) y Variación UF Anualizada



Sin embargo, las probabilidades anteriores cambian significativamente después de implementada la nominalización, a consecuencia de las bajas tasas de inflación mensual y las reducciones sucesivas de la TPM nominal. La probabilidad de una TPM en UF negativa aumenta desde 0% antes de la nominalización hasta 18.3% en el período posterior que media entre agosto 2001 y marzo 2003. Por lo tanto, durante dicho período la TPM en UF habría sido negativa en dos meses de cada año, lo que no habría sido legalmente factible. Más aún, la probabilidad de enfrentar una inflación y luego una variación mensual de la UF negativa se eleva a 27% después de julio de 2001. Es decir, tres meses de cada año la UF cayó a lo largo del mes, probabilidad que se materializó en los meses indicados. Como resultado del incremento de las probabilidades anteriores, y considerando además la covarianza muestral entre la TPM en UF equivalente y la variación de la UF, la probabilidad de enfrentar una TPM nominal negativa equivalente a una TPM en UF aumentó a 19% entre agosto 2001 y marzo 2003. En otras palabras, en dos meses de cada año el Banco Central se habría visto imposibilitado de implementar la política monetaria deseada. Estas situaciones hipotéticas contrastan con las mayores opciones disponibles con la política nominalizada, con la cual la probabilidad de enfrentar una TPM nominal negativa es cero en el período de agosto 2001 a marzo 2003.

TPM Nominal Equivalente y TPM Nominal Efectiva (desde Agosto 2001)



Considerando la TPM nominal de 2.75% vigente a mayo del 2003, coherente con una TPM en UF equivalente de -0.25% , y suponiendo una distribución normal de las opciones de política centrada en el actual 3% , bajo el esquema anterior el Banco se habría visto imposibilitado de ejecutar sus opciones de política en más de 50% de los meses —todos aquellos que correspondieran a posiciones de la TPM en UF equivalente por debajo de 0% . Más aún, considerando una probabilidad de 29% de que la inflación mensual fuera inferior a 0.25% , y sin tomar en cuenta la covarianza entre la TPM en UF equivalente y la variación de la UF, la probabilidad de enfrentar una TPM nominal equivalente negativa se habría elevado hoy a 29% bajo el esquema anterior.

Por lo tanto, la nominalización implementada en agosto del 2001 evitó el estrechamiento del rango de opciones de política que se habría producido en el año 2002, de mantenerse el esquema de TPM en UF. Primero, porque amplió el rango potencial de opciones de política monetaria disponible para el Banco Central, al desplazar el límite inferior de tasas de política a niveles que estaban vedados por aspectos legales asociados a la definición de las tasas indexadas. Segundo, al facilitar la conducción de la política monetaria en un contexto de inflación baja, que se habría dificultado aun a niveles de tasa indexada que estaban por encima del límite inferior del esquema antiguo. La tasa nominal con la cual el

Banco Central implementa su política es ahora idéntica a la misma tasa de política, sin que la variación de la UF tenga efecto alguno sobre ellas. Este es, desde el punto de la conducción activa de la política monetaria, el principal beneficio del nuevo esquema, y resulta crucial para un adecuado manejo de la política monetaria en un contexto de inflación baja y estabilidad macroeconómica.

2. Efectividad de la Política Monetaria

La discusión sobre si la nominalización puede afectar la efectividad de la política monetaria

—entendiendo como esta la capacidad de un banco central de alcanzar sus principales objetivos de política— involucra dos dimensiones, relacionadas pero distintas. Primero, la manera en que la nueva definición del instrumento afecta a la propia conducción de política del Banco Central; es decir, si hay una variación en la respuesta que da el Banco Central a determinados *shocks* que afectan la consecución de sus objetivos. Segundo, si es que, dada una manera de conducir política monetaria, los mecanismos de transmisión de estas decisiones se alteran, cambiando su impacto sobre la economía.

Ambas se analizan a continuación. Mientras la subsección sobre los mecanismos de transmisión analiza si el impacto de cambios en una tasa nominal es distinto al asociado a movimientos de una tasa indexada, la siguiente subsección examina si la nominalización se asocia a cambios en el proceso de toma de decisiones del Banco Central.

Los mecanismos de transmisión

La conducción de la política monetaria es, en último caso, un ejercicio siempre nominal. Lo que distingue a un banco central del resto de los agentes es su monopolio en la emisión de un activo nominal (el dinero) y su capacidad de afectar los precios relativos de ese activo (el tipo de cambio, la tasa de interés) a través de sus diversos instrumentos.

Dado ello, el impacto del Banco Central sobre el

resto de la economía se producirá directamente a través de canales nominales (la cantidad de dinero, el tipo de cambio) y solo eventualmente a través de canales reales, típicamente la demanda agregada.

Bajo ciertas condiciones, el impacto nominal de la política monetaria, y su capacidad de afectar el nivel de precios, es trivial, y no justificaría por sí solo la conducción de una política monetaria activa. En un contexto de plena flexibilidad de precios e información perfecta, la política monetaria no tendría otro papel que satisfacer la demanda de dinero de los agentes, de forma tal que la inflación fuese baja o inexistente. Si la demanda de dinero es estable, una regla del $k\%$ a la Friedman sería suficiente en ese escenario. Todas las acciones de política del Banco Central terminarían indefectiblemente solo con cambios en los precios y la cantidad de dinero —el equilibrio nominal de la economía—, sin producir efecto alguno sobre las variables reales de la economía en ningún plazo.

La conducción activa de la política monetaria se hace interesante solo si la dicotomía entre variables reales y nominales se rompe. La no-neutralidad del dinero, que podría existir en el corto plazo, refleja condiciones de inflexibilidad de precios o de asimetrías de información. Si tal es el caso, los cambios en los instrumentos de política monetaria se traducen en cambios en la tasa de interés real que afectan a la demanda agregada, a la vez que los canales nominales de tipo de cambio y dinero también impactan el sector real de la economía.

Nótese, sin embargo, que el Banco Central no controla directamente una tasa real sino que, dada alguna imperfección de mercado, es capaz de afectar esta a través de una tasa nominal. La tasa real no es controlable en sí misma, porque no existen instrumentos denominados en ella sobre los cuales el Banco Central tenga control. En una economía sin rigideces ni imperfecciones, no se puede argumentar que la política monetaria dejaría de ser neutral si el Banco Central definiese una tasa indizada análoga a la tasa en UF. La tasa indizada no es más que una clase particular de instrumento financiero nominal, construido sobre la base de un artificio estadístico, y no es una tasa real. Nada de la manera en que se define la tasa en UF se asocia a la existencia o no de rigideces o asimetrías en el proceso de determinación de precios. Por tanto, nada en la

definición de la UF (*vis a vis* una tasa nominal convencional) se asocia per se a los determinantes de la transmisión monetaria a variables reales. Más aún, el arbitraje entre tasas nominales y tasas en UF que se observa antes y después de la nominalización (analizado en la sección siguiente) asegura que es indiferente para las decisiones de consumo e inversión privada, y por tanto indistinto para el canal de transmisión a través de tasas de interés de corto y largo plazo, si la TPM se define en UF o en pesos.

Solo si los agentes interpretaran la tasa de interés en UF como la tasa real relevante (como argumenta Fontaine, 2002) la tasa en UF tendría, per se, efectos reales. Ello sería similar al modelo de información asimétrica de Lucas, con los agentes confundiendo señales reales con nominales. En tal modelo, sin embargo, la confusión se debe a que la información es incompleta. En este caso el error sería más profundo, al asociarse a la interpretación equivocada que darían los agentes a información pública y conocida.

Fontaine no presenta evidencia concreta en respaldo de su tesis. Establecer que los agentes interpretan la tasa en UF como la tasa real relevante (en vez de la tasa real ex ante, dadas las expectativas de inflación) plantearía serias dudas sobre la capacidad de los agentes de discriminar entre variables reales y nominales. Ello tendría importantes consecuencias para la conducción monetaria de muchos bancos centrales del mundo, y para el propio esquema escogido por el Banco Central de Chile: un ancla nominal dada por la meta de inflación. Por ello, tal supuesto es muy discutible. Más aún, el hecho de que las tasas nominales y las tasas en UF se arbitran refleja que los agentes entienden su operación y no existe confusión con respecto a las propiedades de cada tasa de mercado.

Un argumento similar, aunque más débil en sus implicancias, se refiere a la distinta capacidad como señal de las tasas indizadas en UF y las nominales, la cual sería mayor en las primeras. Este argumento no afirma que la tasa en UF sea una tasa real, sino que se acerca más a la tasa real que la nominal y, por ello, que sus movimientos entregarían información más transparente —con menor ruido— respecto de los cambios esperados de la tasa real, en particular si la política monetaria responde a un cambio en la inflación esperada. Condicional a que el comportamiento del Banco Central sea equivalente

CUADRO 3

Respuestas del Producto y de la Inflación a un Aumento Transitorio de la Tasa de Política Monetaria en Chile y en Once Países con Metas de Inflación

	Máxima Caída del Producto	Trimestre para 50% del Efecto Máximo sobre Producto	Máxima Caída de la Inflación	Trimestre para 50% del Efecto Máximo sobre Inflación
Australia	0.15%	2.0	0.10%	8.0
Canadá	0.15%	2.0	0.06%	3.0
Chile	0.33%	1.0	0.12%	6.0
Colombia	0.14%	2.0	0.14%	5.0
Islandia	0.50%	1.5	0.30%	3.5
México	0.50%	1.0	1.00%	2.0
Nueva Zelanda	0.20%	2.0	0.10%	3.0
Polonia	0.19%	3.5	0.04%	6.5
Reino Unido	0.25%	2.0	0.30%	6.0
R. Checa	0.28%	2.0	0.20%	4.0
Sud África	0.30%	3.0	0.20%	4 a 6
Suiza	0.50%	4.0	0.13%	2.0
Promedio	0.27%	2.2	0.21%	4.4
Desviación Estándar	0.14%	1.0	0.23%	2.2

Nota: los resultados corresponden a la respuesta de la desviación del producto respecto de su tendencia y de la inflación respecto de su meta a un incremento transitorio, por un trimestre, de la tasa de política en 100 puntos base, con una reducción discreta de la tasa de política a su nivel inicial en el trimestre siguiente, o gradual en aquellos casos en que el modelo de simulaciones incluye una función de reacción de política.
Fuente: Schmidt-Hebbel y Tapia (2002).

con ambos instrumentos (lo que se discute en la sección siguiente), la existencia de arbitraje entre tasas indexadas y nominales, la reducción en el nivel y volatilidad de la inflación, la estabilidad observada en las expectativas de inflación, además de los argumentos planteados arriba, debilitan esta postura. Así, conceptualmente, resulta difícil entender por qué debería haber cambiado la transmisión monetaria con un cambio de instrumentos en la conducción de la política, a menos que se establezcan supuestos muy fuertes sobre el comportamiento de los agentes o que el comportamiento mismo del Banco Central haya cambiado con el nuevo instrumento.

Aparte del argumento de arbitraje, una forma de evaluar si la efectividad global de la política monetaria ha cambiado con la nominalización consistiría en estimar las funciones de impulso-respuesta del producto y la inflación ante un *shock* de política monetaria para antes y después de la nominalización, basadas en estimaciones de modelos VAR. Sin embargo, esto no es factible de realizar para la muestra post-nominalización, debido a su aún breve extensión temporal.

Un ejercicio alternativo, sin embargo, puede entregar evidencia útil. Schmidt-Hebbel y Tapia (2002) presentan resultados sobre los efectos sobre el producto y la inflación de un *shock* de política monetaria en Chile —en el período con tasa indexada— y en otros países con metas de inflación, todos los cuales operan con tasa nominal. Esta información está basada en simulaciones realizadas por los propios bancos centrales de los países correspondientes.

Los resultados del cuadro 3 muestran que la respuesta de la inflación y el producto para un *shock* de tasa indexada en Chile, en el período pre-nominalización, no diferían de manera significativa de la respuesta promedio observada en 11 países con metas de inflación, que conducen su política con tasas nominales. Los efectos de una política contractiva sobre el producto en Chile son parecidos en magnitud a la media de los otros países, aunque en velocidad son más rápidos en Chile que en la media de países. Los efectos sobre la inflación en magnitud en Chile son inferiores a la media de países, pero en velocidad son más lentos que en la media de países. Si bien esta evidencia es muy preliminar y puede estar sujeta a

diversas críticas,¹⁰ sugiere que, a diferencia de lo planteado, la política monetaria en Chile no tenía efectos distintos por ser conducida en tasas indizadas que las políticas en tasas nominales.

Un resultado similar se obtiene al observar el éxito en la consecución del principal objetivo de política monetaria, la meta de inflación. La evidencia presentada por Corbo, Landerretche y Schmidt-Hebbel (2002) sugiere que los resultados con tasa indizada en Chile son similares a los alcanzados en otros 11 países con metas de inflación y tasa nominal.¹¹ Ello no es sorprendente, al fundarse este esquema en la credibilidad de los agentes en un ancla nominal, lo cual requiere que estos sean capaces de distinguir de manera adecuada entre variables nominales y reales.

En resumen, no parece derivarse de esta comparación simple que la conducción con tasas indizadas en Chile haya tenido efectos significativamente distintos o superiores a los observados en países que usan tasas nominales. En este sentido, y acorde con lo que sugiere un análisis conceptual, la efectividad de la política monetaria no parece ser distinta con tasas indizadas que con tasas nominales.

Intensidad y frecuencia en el cambio de las tasas

El segundo punto referente a la efectividad de la política monetaria no es si un determinado cambio de política se transmite a las economías de manera distinta, sino si la forma en que se decide acerca de tales cambios se altera con la adopción del nuevo instrumento.

Tanto en Fontaine (2002) como en el debate interno realizado en el Banco Central al que hace referencia Morandé (2002), se ha sugerido que el uso de una TPM indizada tendría ventajas por sobre una TPM nominal, que se derivarían de la definición de la TPM indizada y de la aversión de los bancos centrales a modificar su tasa de política intensa y frecuentemente.

¹⁰ Por ejemplo, que los modelos y técnicas de estimación difieren entre países, al igual que las funciones de reacción de los bancos centrales. Además, la transmisión de un shock monetario va a depender de las características estructurales de cada economía.

¹¹ Véase Fuentes et al. (2003) para un resumen de los resultados empíricos esbozados en esta sección.

Este punto es similar al argumento sobre la mejor calidad de la tasa indizada como señal de las intenciones de tasa real del Banco Central. La TPM indizada sería superior, ya que lleva incorporada la reajustabilidad automática del principal con la inflación, a diferencia de la TPM nominal. Ello protegería la posición de la política monetaria frente a *shocks* inflacionarios, evitándose con una TPM indizada la necesidad de ajustar la tasa que existiría con una TPM nominal.

Esta diferencia entre tasas nominales e indizadas solo será un problema si, como se argumenta, los bancos centrales tienen aversión a cambiar sus tasas de política en las magnitudes y frecuencias óptimas. Esta aversión, que se traduce en inercia en la mantención de las tasas de política —reflejada la significancia de tasas de política pasadas en las estimaciones de reglas de política monetaria— sería más perjudicial con tasas nominales que con tasas indizadas, en cuanto a que las primeras deberían alterarse en mayores magnitudes y frecuencias que las segundas, en respuesta a un *shock* inflacionario común. La combinación de ambos argumentos hace que, frente a un mismo conjunto de preferencias y *shocks* inflacionarios comunes, una política conducida con tasas indizadas se asocie a tasas reales ex ante distintas a las observadas bajo una política con tasas nominales.

Un ejemplo sirve para explicar este argumento. Supóngase que existe certeza en la inflación esperada a un año, la cual es 3% para siempre, y que la tasa de política indizada se define como $UF + 3\%$. Alternativamente, se podría tener una tasa de política nominal de 6%, (no existe premio por riesgo de inflación). Como la inflación es constante, la UF provee indización perfecta; la tasa real ex ante con ambos instrumentos es 3%.

Si la inflación esperada es ahora de 2% (constante y para siempre), en ausencia de un cambio de política la tasa indizada —que sigue siendo $UF + 3\%$ — todavía se asocia a una tasa real ex ante de 3%. Si la política fuese en tasa nominal, en cambio, la mantención de esta en 6% implicaría un alza de la tasa real ex ante a 4%, haciendo más contractiva la posición de política. Aquí entra la aversión a cambiar las tasas: el Banco Central podría replicar —es trivial hacerlo— la tasa real ex ante asociada a la tasa indizada disminuyendo la tasa nominal en el mismo

monto de la caída en inflación, pero —se argumenta— es averso a tales cambios. Con ello, un mismo banco central tendría una trayectoria distinta de tasas reales ex ante con tasas nominales que con tasas indizadas, ya que no movería las primeras lo suficiente como para compensar los movimientos de la inflación esperada.

Se ha planteado que existe evidencia empírica que respalda este punto, basada en la comparación de las respuestas de la política monetaria bajo tasas indizadas con las observadas bajo tasas nominales. En efecto, la evidencia empírica para Chile y para otros países (Restrepo 1999, Corbo 2002, Taylor 1995, Loayza y Schmidt-Hebbel 2002) muestra que el coeficiente de reacción de la TPM en UF en Chile a una desviación de la inflación (contemporánea o rezagada) era positivo y menor que 1 (lo que implicaría un alza en la tasa de política indizada, que será similar a la real ex ante en horizontes largos), mientras que para todos los demás países con TPM nominal el coeficiente es también positivo y menor que 1 (lo que implicaría una reducción de la tasa “real relevante”).

Esta evidencia, o más bien, las conclusiones derivadas de ella, puede rebatirse con que el argumento enunciado arriba se asocia a cambios en la inflación esperada (y, así, en la tasa real ex ante) y no en la inflación efectiva (que se asocia a una tasa real ex post, no relevante para las decisiones que se pretende afectar). La evidencia empírica tiende a asociarse a cambios en esta última y, por consiguiente, no identifica de manera correcta la tasa real relevante (que, independiente de la denominación de la tasa de política, es la tasa real ex ante).

Este error de interpretación se debe a que estas estimaciones típicamente evalúan la respuesta de la política frente a un *shock* de inflación contemporáneo (o rezagado en un mes). Ello se basa en una versión simple de estimación de la regla de Taylor, con *shocks* inflacionarios contemporáneos (o rezagados en un período) como determinantes de la tasa de política nominal. Esta especificación —popular pero incompleta— no representa el comportamiento óptimo de una política monetaria orientada hacia adelante, que reacciona a desviaciones de proyecciones de la inflación futura respecto de la meta de inflación, en el horizonte relevante de política, que típicamente se extiende de uno a tres años en el futuro.

Por supuesto, es posible que la proyección de inflación futura dependa, entre otras variables, del

comportamiento de la inflación en el período presente o recién pasado. No obstante, es altamente improbable que *shocks* temporarios de inflación lleven a corregir la proyección de inflación de mediano plazo con un coeficiente de 1. Por lo tanto, no es óptimo responder a *shocks* temporarios de precios con un alza en la tasa de interés de política nominal de la misma magnitud.

Así, el argumento de la mayor intensidad y frecuencia requerida con una tasa nominal solo es válido cuando se hace con respecto a aumentos de la inflación esperada en el horizonte de política relevante, no frente a cambios temporales de rápida reversión. Si, en efecto, se está frente a un aumento en la inflación esperada en el horizonte relevante, es cierto que la tasa nominal debe responder de manera más intensa que la tasa indizada. Así, por ejemplo, un *shock* persistente de gasto que lleva a revisar hacia arriba las proyecciones de inflación y producto futuros, requiere de un incremento de la TPM nominal por encima del aumento en las expectativas de inflación, a fin de generar el aumento requerido en la tasa real ex ante. El movimiento requerido en la tasa indizada es menor.¹²

¿Qué pasa con la supuesta aversión de los bancos centrales a dar tal respuesta? El punto es cuáles son las preferencias de la autoridad. No hay razón para suponer que los parámetros profundos de su función de utilidad vayan a cambiar con la denominación del instrumento. Sigue siendo cierto que, al final del día, el Banco Central debe mover la tasa real ex ante para poder lograr sus objetivos. En tal sentido, su función de reacción debe adaptarse al cambio de instrumento, no en cuanto a responder distinto para la tasa de interés real ex ante, sino justamente en dar una respuesta que sea equivalente, con los distintos instrumentos, en términos de esta. La única explicación para que ello no fuera así es que el Banco Central cambiara voluntariamente su función de reacción en tasas reales ex ante al cambiar la denominación del instrumento. Ello solo podría justificarse si hubiera un costo intrínseco asociado a hacer “cambios de tasa”, que se pagara cada vez

¹² Como se dijo, la tasa indizada no es igual a la tasa real ex ante. Pese a ello, frente a un *shock* de inflación y sin cambio de política, la tasa real ex ante asociada a la tasa indizada cambia menos (cero, en el ejemplo con certeza e inflación constante) que la tasa real ex ante asociada a la tasa nominal.

que se alterara la política, independiente de si la tasa fuera nominal o indizada. Las tasas nominales no se moverían “como deberían” porque el Banco Central elegiría no hacerlo. Esa es la aversión antes mencionada, sobre la cual no se dispone de evidencia empírica.

Por la brevedad del período post-nominalización en Chile, aún no es factible presentar evidencia concluyente acerca de eventuales cambios en la estructura de la regla de Taylor empírica aplicada por el Banco Central. Sin embargo, una revisión del período post-nominalización sugiere, informalmente, que el Banco Central ha reducido intensa y rápidamente su tasa de política nominal después de julio del 2001. Más aún, la ya mentada estabilidad de las expectativas de inflación, medidas tanto a través de instrumentos financieros como de encuestas a analistas privados, indica que no se requiere un comportamiento distinto con una tasa nominal que el que se requeriría con una indizada. La tasa real ex ante, para el horizonte relevante, habría sido la misma de haberse mantenido el instrumento indizado, obviando los inconvenientes legales y de implementación mencionados en la sección anterior.

IV. EFECTOS FINANCIEROS DE LA NOMINALIZACIÓN

La nueva forma de hacer política monetaria y la correspondiente sustitución de instrumentos por parte del Banco Central de Chile puede tener importantes efectos sobre los mercados financieros y de capitales. Por lo tanto, en primer lugar se analizan las implicancias sobre los portafolios de los agentes y se demuestra en qué condiciones la denominación de la tasa de política es irrelevante para sus decisiones. En segundo lugar se describen los efectos sobre el portafolio de los bancos y las normas de calce. Finalmente, se estudia el efecto transitorio de la nominalización sobre los fondos mutuos.

1. Arbitraje entre Tasas Nominales e Indizadas

Un elemento central para establecer que el reemplazo de la tasa indizada por una nominal es neutro en

términos del impacto de la política monetaria en la economía¹³ es la existencia de arbitraje entre ambos instrumentos.

Esta sección provee una evaluación más detallada de ello, presentando evidencia empírica. Utilizando un modelo de optimización simple, con un agente que puede escoger entre bonos nominales e indizados (este modelo, basado en Chumacero (2002), se presenta en el apéndice) se obtienen dos condiciones de arbitraje entre tasas de interés nominales e indizadas. Ambas condiciones difieren en su conocimiento del valor de la unidad de fomento en el horizonte relevante. En un horizonte máximo de 36 días, la unidad de fomento es perfectamente conocida. Por ello, en tal horizonte la condición de arbitraje está dada por:

$$1 + i_t^1 = (1 + f_t^1) \frac{U_{t+1}}{U_t} \quad (1)$$

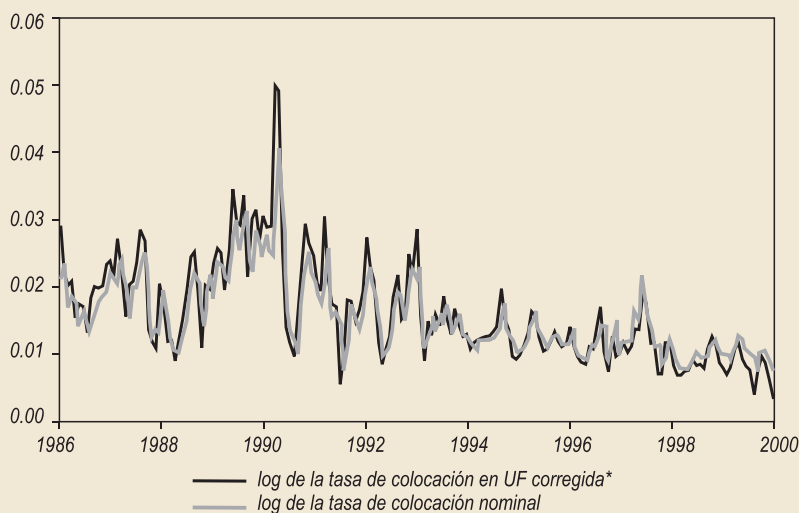
donde i_t^1 corresponde a la tasa de interés nominal en el momento t para un período, f_t^1 es la tasa en UF vigente en t para el mismo período, y U_t representa el valor de la Unidad de Fomento en t .

La condición de óptimo establece que, en tasas de corto plazo definidas dentro del horizonte de 36 días (como es el caso de la TPM), la denominación de la tasa no tiene importancia, porque las tasas indizadas y nominales están perfectamente arbitradas. Ello implica que el agente estaría indiferente entre instrumentos denominados en cada una de estas tasas, quedando indeterminada la composición de la cartera entre ambos instrumentos.

En la práctica, la condición (1) puede no cumplirse con las tasas de mercado por problemas de agregación espacial (entre agentes) o temporal (a lo largo del mes). La ecuación (1) se refiere al arbitraje para un agente individual, mientras que las tasas del sistema financiero son promedios mensuales de las tasas diarias reportadas por los bancos con todos sus clientes. Una segunda razón para que no se cumpla (1) se refiere al día particular del mes en que se realiza una operación. Para las operaciones a 30 días que se realizan entre el cuatro y el nueve de cada mes, la UF es perfectamente conocida en todo el horizonte, pero para todos los demás días no lo es. Debido a ello, el arbitraje debería observarse en valores esperados, incluyendo

¹³ Aunque tenga un efecto beneficioso en términos de ampliar el rango de opciones disponibles.

Tasas de Colocación Bancaria para Operaciones de 30 a 89 Días



*Fuente: Chumacero (2002). Corregida se refiere a que corresponde al lado derecho de (1).

un componente estocástico derivado de la ausencia de conocimiento perfecto de la UF futura.¹⁴

Dado que también existe incertidumbre en todas las operaciones con plazos superiores a 36 días, las condiciones de primer orden del modelo de optimización permiten derivar una condición de arbitraje estocástico, que se cumple en valor esperado. Esta es (véase el apéndice para la derivación):

$$(1+i_t^j)\beta E_t \left[\frac{u'(c_{t+j})}{u'(c_t)} \frac{P_t}{P_{t+j}} \right] - (1+f_t^j)\beta E_t \left[\frac{u'(c_{t+j})}{u'(c_t)} \frac{P_t}{P_{t+j}} \frac{U_{t+j}}{U_t} \right] = 0 \quad (2)$$

donde j es el período de maduración de ambos instrumentos financieros, $u'(c_t)$ es la utilidad marginal del consumo en t , β es el factor de descuento subjetivo y P_t es el nivel de precios en t .

¿Qué ocurre con esta condición de arbitraje en Chile? Para verlo se realiza un análisis entre 1986 y 2003, aprovechando la existencia de tasas de colocación en pesos y UF para el plazo de 30 a 89 días. Es importante señalar que la mayor parte de las operaciones se concentra en plazos cercanos a los 30 días. Dado que estas tasas son promedios mensuales para agentes heterogéneos, en algunas

transacciones hay certeza plena respecto del comportamiento de la UF, mientras que para otras tal evolución es incierta. Por ello, debería observarse una combinación de las ecuaciones (1) y (2). El siguiente gráfico muestra el lado derecho y el lado izquierdo de dichas ecuaciones, observándose visualmente que la evolución de ambos es muy similar.

Una evaluación formal de la existencia de arbitraje requiere suponer una forma funcional específica para la función de utilidad y estimar el parámetro estructural. Ello es realizado por Chumacero (2002), quien supone una función de tipo CRRA y

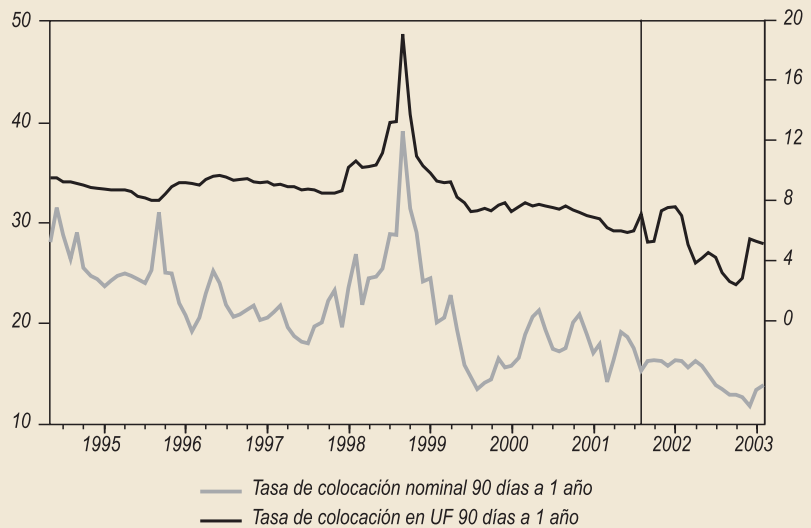
estima el parámetro de aversión al riesgo realizando las pruebas de identificación correspondientes. Chumacero concluye que el arbitraje existe, y que el valor del coeficiente de aversión al riesgo se encuentra entre 3 y 4, dentro de los rangos empíricos razonables. Ello valida los argumentos planteados en la sección anterior sobre la conducción de política monetaria con el nuevo instrumento.

2. Cambios en la Volatilidad de las Tasas

Un efecto esperado de la nominalización se produjo en los segundos momentos de las tasas nominales e indizadas. Fernández (2003), utilizando distintas medidas de volatilidad, encuentra que después de la nominalización la tasa en UF se hizo más volátil, mientras que la volatilidad de las tasas nominales se redujo. Claramente, esto está lejos de ser una sorpresa. Tal comportamiento se deduce de la manera en que se conduce la política monetaria, en que la tasa de política no responde uno a uno a la variación rezagada del IPC mensual (la variación contemporánea de la UF) sino que actúa de acuerdo con la proyección de inflación a un horizonte de 12 a 24 meses. Si en la ecuación (1) se fija la tasa en UF, todos

¹⁴ Esto puede ser válido para operaciones de un mes y menos, y es definitivamente válido para plazos superiores a 36 días.

Evolución de las Tasas en Pesos y en UF



los *shocks* de inflación (dados por U_{t+1}/U_t) son absorbidos por la tasa nominal. En cambio, como desde agosto de 2001 lo que se fija es la tasa nominal, el cumplimiento de la ecuación (1) implica que los *shocks* de inflación son ahora absorbidos por la tasa en UF.

El gráfico 6 muestra las tasas de colocación en pesos y en UF para el periodo entre mayo de 1994 y febrero del 2003. Si bien la simple inspección visual muestra que el cambio en la volatilidad relativa tras agosto de 2001 es evidente, se requiere una evaluación más rigurosa para confirmarlo. El uso de un test de razón de varianzas tradicional no es adecuado, ya que la serie de tasas no es independiente e idénticamente distribuida, impidiendo una comparación correcta de los periodos bajo estudio. Por ello, la estrategia empírica pasó por buscar el modelo ARMA que mejor representara la serie de tasas para cada caso. De esta forma simple se obtuvo la varianza incondicional de las series de tiempo de las tasas de interés para los préstamos en UF y en pesos.

Cabe notar que cualquier comparación de las varianzas antes y después de la nominalización estará fuertemente influenciada por el brusco aumento temporal de las tasas observado en septiembre de 1998, revertido el mes siguiente.¹⁵ Por ello, este período de comportamiento anormal se excluye, y se analiza el comportamiento de las tasas entre noviembre de 1998 y febrero del 2003. Se estimaron dos procesos autorregresivos (AR), uno para el período anterior a la nominalización y otro para el período posterior, para verificar si existe heterocedasticidad condicionada a ese evento. Como la varianza está influenciada por los parámetros de la media del proceso AR, no se condicionó al supuesto de que estos fueran iguales antes y después. Los resultados de la estimación se muestran en el cuadro 4.

El cambio experimentado por las varianzas se aprecia en el gráfico 4, que muestra los residuos al cuadrado de los modelos presentados en el cuadro anterior. Ello provee una estimación de la varianza de los residuos en cada momento del tiempo. Puede observarse el cambio de nivel experimentado en agosto de 2001.

Por último, la información se usa para computar las varianzas de las tasas de interés correspondientes a los distintos períodos, realizándose un test F para evaluar la existencia de heterocedasticidad asociada a la nominalización, resultado que muestra el cuadro 5.

La evidencia formal, entonces, confirma lo que sugería la observación visual, y que constituía un resultado esperado, dada la estrategia de conducción de tasas en cada momento del tiempo: la nominalización se asoció a un cambio de volatilidad relativa de las tasas de interés, al traspasarse desde las tasas nominales a las indizadas la volatilidad asociada a los *shocks* de inflación.

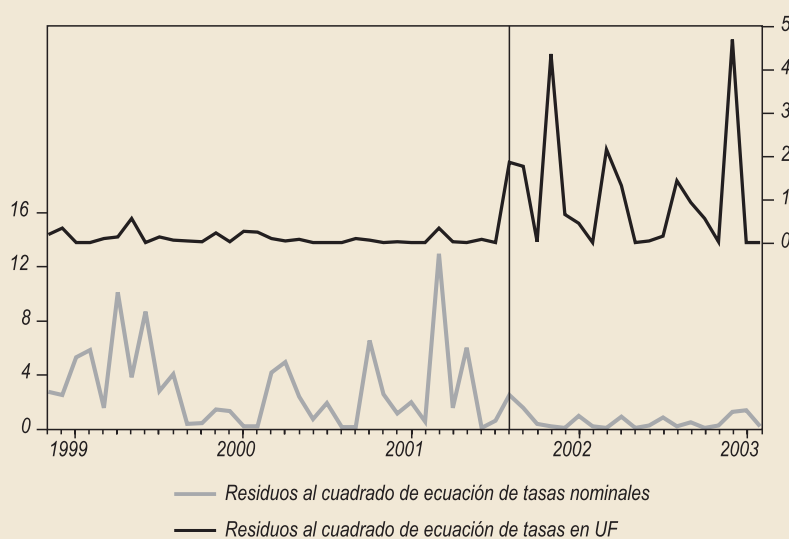
3. Efectos de la Nominalización sobre la Estructura Intertemporal de tasas

Fontaine (2002) menciona como una consecuencia adicional de la nominalización un cambio en la estructura intertemporal de la tasa de interés. Tal efecto se debería al impacto distinto que tiene el cambio de las volatilidades sobre tasas de diferentes plazos. En particular, se argumenta que, debido al

¹⁵ En efecto, la inclusión de ese episodio lleva a encontrar evidencia de heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH), fenómeno que desaparece si solo se toma el período posterior a este evento.

GRÁFICO 7

Evolución de los Residuos al Cuadrado



CUADRO 4

Modelo AR para las Tasas de Interés de Colocación de 90 días a 1 año

	Tasa nominal		Tasa en UF	
	Antes	Después	Antes	Después
Constante	5.017 (1.496)	2.730 (1.708)	0.888 (0.433)	1.135 (0.813)
Tasa de interés en t-1	0.712 (0.077)	0.803 (0.114)	1.135 (0.135)	0.767 (0.153)
Tasa de interés en t-2			-0.264 (0.086)	
R cuadrado	0.732	0.745	0.929	0.598
Número de observaciones	33	19	33	19

Desviación estándar entre paréntesis. Antes corresponde al período de noviembre 1998 a julio 2001. Después corresponde al período de agosto 2001 a febrero 2003

CUADRO 5

Varianzas Incondicionales Estimadas

Período	Varianza de tasa nominal	Grados de libertad	Varianza de tasa indizada	Grados de libertad
Noviembre 1998 - julio 2001	10.976	30	0.835	31
Agosto 2001 - febrero 2003	3.252	17	5.162	17
Razón de varianzas	5.957*		0.295*	

* La hipótesis nula es que las varianzas son iguales. Significativo al 1%

uso de instrumentos de horizonte corto en la conducción monetaria, el impacto de la volatilidad afectaría más al nivel de las tasas de corto plazo que al de las de largo plazo. Sin embargo, ello parece contradecir el arbitraje demostrado en la sección IV.1. El cambio de la volatilidad no parece haberse asociado a cambios en niveles.

Desde una perspectiva conceptual, el nivel de un retorno (o tasa de interés) no depende de la volatilidad del mismo, sino de la covarianza entre el factor de descuento estocástico y dicho retorno. Este punto queda más claro si se utilizan las condiciones de primer orden expresadas en la ecuación (1). Para las tasas nominales, por ejemplo, la pendiente de la estructura intertemporal de tasas está dada por:

$$\begin{aligned} & \log(1+i_t^{j+1}) - \log(1+i_t^j) \\ &= \log(E_t(m_{t+j+1}\Pi_{t+j+1})) \\ & \quad - \log(E_t(m_{t+j}\Pi_{t+j})) \end{aligned}$$

donde

$$m_{t+j} = \beta^j E_t(u'(c_{t+j})/u'(c_t))$$

representa el factor de descuento estocástico entre t y $t+j$, y

$$\Pi_{t+j} = P_t / P_{t+j}$$

representa el inverso de la tasa bruta de inflación entre t y $t+j$. Solo se producirá un cambio en la pendiente si la covarianza entre el factor de descuento estocástico y el inverso de la inflación ha cambiado a raíz de la nominalización. Al no existir un argumento teórico que explique cómo la denominación de la tasa de política podría afectar dicha

covarianza, la defensa de tal punto requeriría evidencia empírica, la cual —hasta donde sabemos— no existe.

4. Efectos de la Nominalización sobre la Composición del Portafolio del Sector Financiero

La nominalización se ha asociado también a cambios en la composición de la cartera de activos del sector financiero.

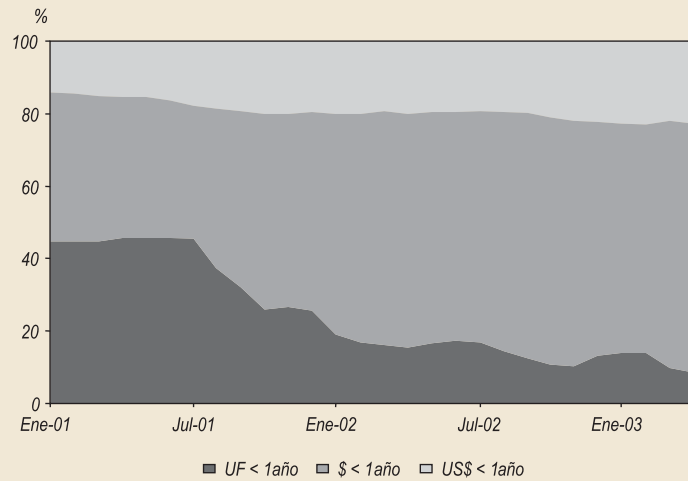
Aunque la ecuación de arbitraje no estocástico establece que para plazos muy cortos la composición de la cartera es irrelevante, en períodos más largos este resultado no se mantiene, pues cobra importancia para la determinación de los precios y, por arbitraje, para la composición de la cartera, la oferta relativa de pagarés del Banco Central de distintas denominaciones.

Tras adoptar la nueva política, el Banco Central comenzó a reemplazar en el mercado sus pagarés en UF por pagarés en pesos. El ajuste de precios causado por arbitraje se asoció a un cambio en la cartera de inversiones de los bancos. Ello, en respuesta al cambio en la composición de los depósitos, motivado por la variación de precios. El resultado final fue una reestructuración gradual, pero masiva y significativa, de los activos y pasivos bancarios, con los instrumentos en pesos desplazando a los denominados en UF. Tal evolución puede observarse en el cambio en la participación relativa de los depósitos bancarios de corto plazo (gráfico 8) y en la caída significativa de instrumentos del BCCh en UF en poder de la banca (gráfico 9).

¹⁶ Solo hubo un aumento marginal de las captaciones y colocaciones en dólares.

GRÁFICO 8

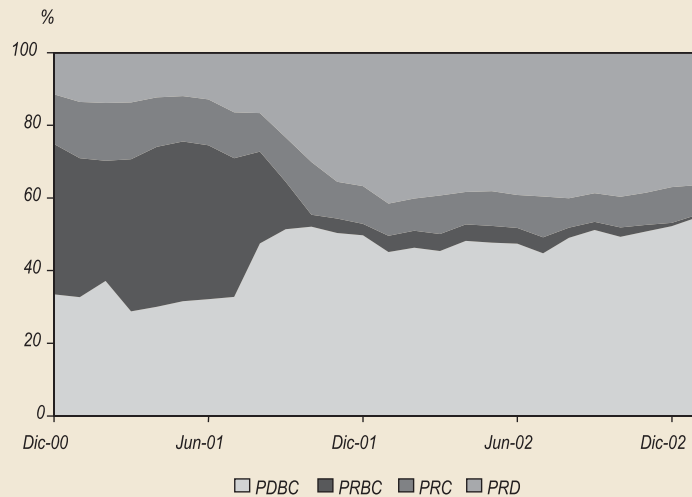
Participación de los Depósitos Bancarios por Monedas



Fuente: Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF)

GRÁFICO 9

Participación de los Documentos del BCCh en Poder de los Bancos



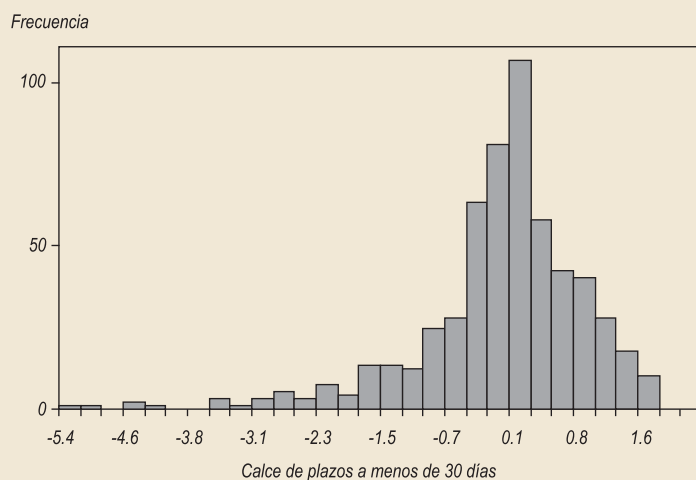
Fuente: Superintendencia de Bancos e Instituciones Financieras (SBIF)

Puede verse también que el aumento de la oferta relativa de instrumentos nominales no provocó una mayor preferencia por instrumentos en dólares, como ocurre en otros países cuyo sistema financiero se encuentra dolarizado.¹⁶ Ello se debe, probablemente, a la credibilidad en el valor de la moneda que proporciona una inflación baja y estable y una política monetaria basada en metas de inflación creíble.

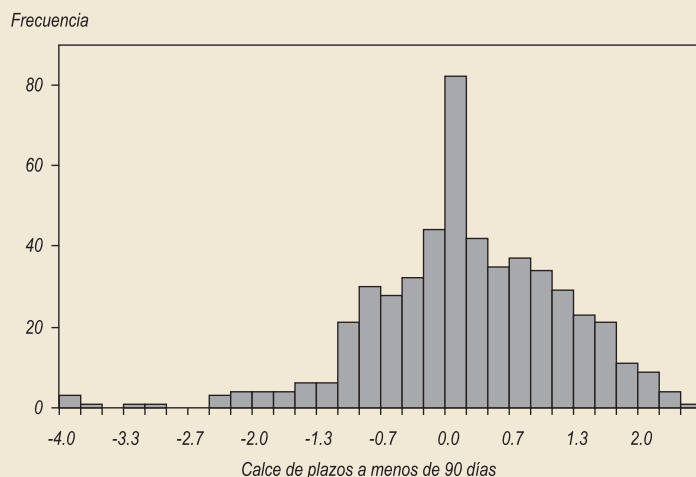
Mientras la nominalización de las inversiones financieras mantenidas por los bancos fue rápida,

**Distribución del Descalce de Plazo
a Menos de 30 Días y a Menos de 90 Días
(Período post-nominalización)**

Agosto 2001 - enero 2003



Agosto 2001 - enero 2003



las características inherentes al negocio bancario hicieron del ajuste de las colocaciones un proceso más lento. Esta asimetría en la velocidad de ajuste de pasivos bancarios (concentrados mayoritariamente en el corto plazo) y de colocaciones provocó cierta preocupación sobre el cumplimiento de los límites máximos de descalce de plazos.¹⁷ En respuesta a esto, permitiendo una transición adecuada en el sistema financiero, el Banco Central amplió transitoriamente los márgenes máximos de descalce de liquidez a tres veces el capital básico.¹⁸ El gráfico 10 muestra las distribuciones de las observaciones mensuales, para

el período post nominalización, del cociente entre el descalce de activos y pasivos residuales (a 30 y 90 días, respectivamente) y el capital básico de cada institución financiera. Como se puede apreciar, los descalces individuales se mantuvieron, en su mayoría, bajo los límites permanentes de la normativa, y solo en casos puntuales estos superaron dos veces el capital básico, aunque siempre se mantuvieron por debajo del límite transitorio. La salud y estabilidad del sistema bancario nunca estuvo amenazada.

5. Efectos transitorios de la nominalización

La ocurrencia de una variación negativa en el IPC del mes de julio de 2001 y su efecto sobre la evolución de la UF en el mes siguiente, hicieron que la nominalización tuviese un efecto sobre la valorización de los fondos mutuos, especialmente los de corto plazo. Este efecto se generó por el hecho de que los instrumentos de corto plazo en las carteras de inversión de esos fondos se registraban a su valor de adquisición más los intereses devengados, y no a su valor de mercado.

Conocida la inflación negativa de julio (-0,2%), la tasa en UF equivalente al 6,5% nominal de la TPM era de 8.9% anual.¹⁹

¹⁷ En su versión permanente, las normas de liquidez bancaria establecen que la diferencia entre pasivos y activos de una misma moneda, cuyo plazo residual sea inferior a 30 días, no puede exceder una vez el capital básico de cada banco; mientras que para las operaciones con plazos residuales inferiores a 90 días la normativa permite un descalce de dos veces el capital básico.

¹⁸ Esta ampliación se mantuvo durante el período agosto 2001 – mayo 2002. En mayo 2002 y hasta diciembre se acercaron a los límites permanentes, al establecer que los descalces de plazos no podían superar 2 y 2,5 veces el capital básico para operaciones con plazo residual de 30 y 90 días, respectivamente.

¹⁹ Equivalente aproximadamente a 0.02% diario.

De este modo, si un fondo mutuo tenía en cartera un depósito a plazo adquirido a UF + 3.5% anual, su valor de mercado se reducía en 4,2% aproximadamente.²⁰ Si la cartera de inversiones se valorizara diariamente a precios de mercado, ese ajuste sería inmediato y su efecto se reflejaría en el valor de la cuota del fondo mutuo. Dado que, a la fecha de la nominalización, estos instrumentos estaban registrados a valor de adquisición más intereses devengados, el valor de las cuotas no reflejaba su valor efectivo de mercado. Ello dejaba abierta la posibilidad de que los partícipes que se retiraran primero lo hicieran en condiciones más ventajosas respecto de quienes lo hicieran después, a medida que el fondo tuviese que vender instrumentos de su cartera en el mercado y comenzara así a reconocer el ajuste de los precios.

Reconociendo esta situación, la Superintendencia de Valores y Seguros (SVS) instruyó a las administradoras de fondos mutuos que ajustaran el valor de sus instrumentos en cartera a su valor de mercado los días 2 y 3 de agosto. Para el caso teórico de un fondo mutuo con duración promedio de un mes, esta situación generaría, tal como muestra el gráfico 11, un ajuste patrimonial equivalente a 0.45%.²¹ Dado que el ajuste realizado por cada administradora fue función del plazo promedio de los instrumentos que conformaban sus fondos mutuos, el menor valor no fue igual en todos los fondos. El cuadro 6 muestra el valor promedio ponderado de las cuotas de todos los fondos mutuos de renta fija los días previos y posteriores al anuncio del IPC de julio. El día 3 de agosto se percibió el mayor impacto del ajuste, el que provocó una caída promedio de 0.33% del valor de la cuota de estos fondos.

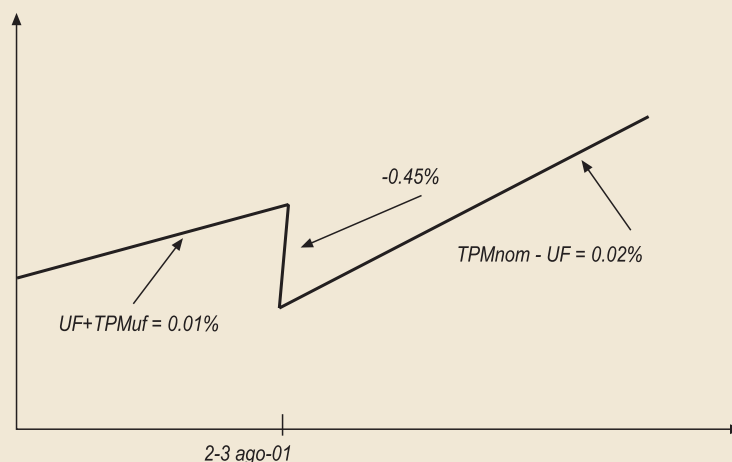
Es importante recalcar que, con posterioridad a este ajuste, los fondos comenzaron a rendir, en promedio,

²⁰ La variación del IPC de junio, cuyo valor afectaba la evolución de la UF los días previos a la nominalización, fue de 0.1%. De esta forma el $4.2 = 8.9 - 4.7$, que equivale al nuevo valor de mercado de la tasa menos el valor histórico que tenía. ($4.7\% = 1.2 + 3.5 = UF + 3.5$).

²¹ Este valor corresponde a la diferencia mensual entre la nueva TIR de mercado ($0.74 = 8.9/12$) y la TIR implícita en la adquisición de los instrumentos antes de la nominalización ($0.29 = 3.5/12$).

GRÁFICO 11

Impacto de la Nominalización sobre el Retorno de los Fondos Mutuos de Renta Fija de Corto Plazo



CUADRO 6

Retorno Efectivo de los Fondos de Renta Fija de Corto Plazo*

	\$	Variación diaria
30-Jul-01	22,253	0.01%
01-Ago-01	22,256	0.01%
02-Ago-01	22,258	0.01%
03-Ago-01	22,184	-0.33%
06-Ago-01	22,190	0.03%
07-Ago-01	22,194	0.02%

Fuente: Superintendencia de Valores y Seguros.

* Corresponde al promedio del valor de la cuota de los fondos mutuos de renta fija ponderados por el patrimonio a junio del 2003.

a la tasa en UF equivalente a la TPM de 6.5%, por lo que si un inversionista decidía permanecer en el fondo, recuperaba el valor de la cuota pre-nominalización en menos de 20 días.

V. CONCLUSIONES

Este artículo presenta una evaluación de los efectos de la nominalización en la conducción de la política monetaria y en los mercados financieros. Un elemento central de la discusión es el hecho de que a plazos cortos, el horizonte relevante para la política monetaria, una tasa indizada no es igual a la tasa real ex ante. Esto, combinado con la existencia de arbitraje entre tasas indizadas y nominales, hace que la denominación de la tasa de política no afecte la efectividad de la política

monetaria. Más aún, en una comparación internacional de políticas monetarias, Chile, cuando usaba una tasa de política indizada, mostraba efectos similares sobre la inflación y la actividad a los observados en otras economías que operaban con meta de inflación, pero con tasas nominales.

El efecto de mayor relevancia de la nominalización ha sido la ampliación del rango de política monetaria. El nivel de estado estacionario de inflación alcanzado por la economía chilena, unido a tasas de interés de política muy bajas, hace que, en circunstancias potencialmente frecuentes, la política monetaria no hubiera podido ser aplicada porque implicaría tener que anunciar una tasa en UF negativa o implementar una tasa nominal equivalente menor que cero. A modo de ejemplo, la tasa de política de 2.75% que ha imperado desde comienzos del 2003 sería imposible de implementar con una tasa de inflación anual esperada que superara esa cifra.

En los mercados financieros, los efectos de la nominalización fueron, como se esperaba, una disminución significativa de la volatilidad de las tasas nominales y un aumento, también significativo, de la volatilidad de las tasas en UF. Este resultado, combinado con la sustitución de la oferta relativa de instrumentos en UF por instrumentos en pesos hecha por el Banco Central, hizo variar los precios relativos entre instrumentos, llevando a un ajuste en la composición de los portafolios bancarios en pesos y en UF. Este cambio de portafolio no se ha asociado a una dolarización de los depósitos o colocaciones.

Los costos de la nominalización pueden ser considerados como temporarios, con efectos transitorios sobre los fondos mutuos. La modificación incorporada por la SVS, de valorar a fondo a precios de mercado terminó con el riesgo de una potencial corrida sobre estos fondos.

REFERENCIAS

- Benhabib, J., S. Schmitt-Grohé y M. Uribe (2002). "Avoiding Liquidity Traps." *Journal of Political Economy* 110(3): 535-63.
- Buiter, W.H. y N. Panigirtzoglou (1999). "Liquidity Traps: How to Avoid Them and How to Escape Them." NBER Working Paper 7245.
- Chumacero, R. (2002). "Arbitraje de Tasas de Interés en Chile." Mimeo. Banco Central de Chile.
- Consensus Forecasts, varias ediciones.
- Corbo, V. (2002). "Monetary Policy in Latin America in the 1990s." En *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, editado por N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel. Santiago: Banco Central de Chile.
- 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. Santiago: Banco Central de Chile.
- Fernández, V. (2003). "Interest rate volatility and nominalization." Documento de Trabajo N°153, Departamento de Ingeniería Industrial, Universidad de Chile.
- Fontaine, J.A. (2002). "Consecuencias de la Nominalización de la Política Monetaria." *Cuadernos de Economía* 117: 253-75.
- Friedman, M. (1970). "A Theoretical Framework for Monetary Analysis." *Journal of Political Economy* 78(2): 193-238.
- Fuentes, R., A. Jara, K. Schmidt-Hebbel, M. Tapia y E. Arraño (2003). "Efectos de la Nominalización de la Política Monetaria en Chile." Documento de Trabajo N°197, Banco Central de Chile.
- Loayza, N. y K. Schmidt-Hebbel (2002). "Monetary Policy Functions and Transmission Mechanisms: An Overview." En *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, editado por N. Loayza y K. Schmidt-Hebbel. Santiago: Banco Central de Chile.
- McCallum, B. (2002). "Inflation Targeting and the Liquidity Trap." En *Inflation Targeting: Design, Performance, Challenges*, editado por N. Loayza y R. Soto. Santiago: Banco Central de Chile.
- Mies, V. y F. Morandé (2001). "¿Tasas de Interés o Agregados Monetarios? El Problema del Instrumento Óptimo Nuevamente en el Debate." Nota de Investigación y Estudios N°8. Banco Central de Chile.
- Morandé, F. (2002). "Nominalización de la Tasa de Política Monetaria: Debate y Consecuencias." *Cuadernos de Economía* 117: 239-52.
- Poole, W. (1970). "Optimal Choice of Monetary Policy Instrument in a Simple Stochastic Macro Model." *Quarterly Journal of Economics* 84(2): 197-216.
- Restrepo, J. (1999). "Monetary Rules in Colombia and Chile" Mimeo. Departamento Nacional de Planificación de Colombia.
- Rosende, F. (2002). "Introducción al Debate acerca de los Efectos de la Nominalización de la Política Monetaria." *Cuadernos de Economía* 117: 235-38.
- Schmidt-Hebbel, K. y M. Tapia (2002). "Monetary Policy Design and Transparency: Evidence from 20 Inflation Targeting Countries." Documento de Trabajo N°166, Banco Central de Chile.
- Taylor, J. (1993). "Discretion versus Policy Rules in Practice." *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 39: 195-214.

APÉNDICE

Para dar un mayor sustento analítico a la pregunta sobre la equivalencia entre tasas de denominaciones distintas y los efectos financieros de la nominalización, así como a preguntas relacionadas, en esta sección establecemos un modelo de consumo simple en que un agente debe tomar decisiones de consumo y portafolio.¹

El consumidor maximiza la siguiente función objetivo:

$$\max E_0 \sum_0^{\infty} \beta^t u(c_t)$$

donde $0 < \beta < 1$ corresponde al factor subjetivo de descuento, $u(\cdot)$ es una función de utilidad que cumple con $u' > 0, u'' < 0$, c_t es el consumo en el período t , y E_0 representa la esperanza condicional al conjunto de información disponible en el período 0. Este agente enfrenta la siguiente restricción presupuestaria:

$$y_t + \sum_{j=0}^k \left[(1+r_{t-j}^i) b_{t-j}^i + (1+i_{t-j}^j) \frac{B_{t-j}^j}{P_t} + (1+f_{t-j}^j) \frac{F_{t-j}^j U_t}{P_t} \right] + \frac{M_{t-1}}{P_t} \geq$$

$$c_t + \sum_{j=1}^k \left[b_{t-j}^j + \frac{B_t^j}{P_t} + \frac{F_t^j U_t}{P_t} \right] + \frac{M_t}{P_t}$$

en que y_t es la dotación en t , b_{t-j}^i es la demanda por bonos perfectamente indizados (que pagan una tasa de interés real r) comprados en el período $t-j$ y que vencen j periodos adelante, B_{t-j}^j es la demanda por bonos nominales (que pagan una tasa de interés nominal i) comprados en el período $t-j$ y que vencen j periodos adelante, F_{t-j}^j es la demanda por bonos indizados a la UF (que pagan una tasa de interés indizada f) comprados en el período $t-j$ y que vencen j periodos adelante, P_t es el nivel de precios en t , U_t es el valor de la UF en el momento t y M_t son los saldos monetarios en t .

¹ Este modelo es el desarrollado por Chumacero (2002) para probar las condiciones de arbitraje de tasas, argumento que es central para analizar varios de los efectos financieros del cambio en la forma de hacer política.

Las condiciones de primer orden para la selección de cartera son las siguientes:

$$\frac{1}{1+r_t^j} = E_t \left[\frac{\beta u'(c_{t+j})}{u'(c_t)} \right] \equiv E_t(m_{t+j}) \tag{A1}$$

$$\frac{1}{1+i_t^j} = E_t \left[m_{t+j} \frac{P_t}{P_{t+j}} \right] = Cov \left[m_{t+j} \frac{P_t}{P_{t+j}} \right] + E_t(m_{t+j}) E_t \left(\frac{P_t}{P_{t+j}} \right) \tag{A2}$$

$$\frac{1}{1+f_t^j} = E_t \left[m_{t+j} \frac{P_t}{P_{t+j}} \frac{U_{t+j}}{U_t} \right] \tag{A3}$$

La ecuación (A1) muestra la condición típica de un agente en que la tasa marginal de sustitución estocástica en el consumo es igual al retorno real, en que m_{t+j} representa el factor de descuento estocástico. Para el caso de un activo que paga un retorno nominal, la ecuación (A2) muestra que en equilibrio debe pagar una tasa que es función de la covarianza entre la inflación y el factor de descuento estocástico. Cabe notar que solamente si la covarianza entre el factor de descuento estocástico y la inflación es cero, la ecuación (A2) da origen a la ecuación tradicional de Fisher, al reemplazar la esperanza del factor de descuento estocástico por el inverso de la tasa bruta de interés real. Finalmente, la ecuación (A3) establece que la tasa pagada por el instrumento indizado en unidades de fomento debe considerar la esperanza del producto de tres términos: el factor de descuento estocástico, la tasa de inflación futura y la variación de la unidad de fomento. Si esta última es conocida, se puede separar la variación de la UF del valor esperado, dando origen a una relación entre la tasa de interés en UF y la tasa nominal corregida por la variación de la UF.

De las ecuaciones (A1) y (A3) se deduce que para considerar la tasa indizada numéricamente equivalente a la tasa real se debe cumplir que la UF se indiza con el IPC contemporáneo:

$$\frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{U_{t+1}}{U_t} = 1 \quad \forall t, j \tag{A4}$$

Sin embargo, de acuerdo con lo expuesto en la sección 2, existe un rezago de 37 a 40 días entre

la UF y el IPC. Dada la forma como se calcula el valor de la UF, Chumacero (2002) demuestra que la expresión del lado izquierdo de (A4) es igual a:

$$\frac{P_t}{P_{t+j}} \frac{U_{t+j}}{U_t} = \left(\frac{P_t}{P_{t+j}} \right) \left(\frac{P_{t+j-1}^{1-\alpha_{t+j}}}{P_{t-1}^{1-\alpha_t}} \right) \left(\frac{P_{t+j-2}^{\alpha_{t+j}}}{P_{t-2}^{\alpha_t}} \right) \quad (A5)$$

Donde $\alpha_t = 9/d_t$ y d_t representa el número de días que tiene el mes t . Si todos los meses tuviesen el mismo número de días, α_t sería constante para todo t , con lo cual si la inflación sigue un proceso

estacionario y $j \rightarrow \infty$ el lado derecho de (A5) converge en probabilidad² a 1. Sin embargo, tal como argumenta Chumacero (2002), esto sucede para plazos muy largos que no son los plazos de los instrumentos de la política monetaria. Por esta razón, esta equivalencia entre tasa indizada y tasa real no es relevante en el caso bajo análisis.

² Se dice que una secuencia de variables aleatorias x_t con $t=1, 2, \dots$ converge en probabilidad a x_0 si se cumple que para todo $\varepsilon > 0$, $\lim_{t \rightarrow \infty} \text{prob}(|x_t - x_0| < \varepsilon) = 1$.