

## **Los determinantes de la decisión de aumentar la restricción monetaria en México**

Alfredo Cuevas Camarillo §

Banco de México

Julio de 2003

### **Resumen.**

Con un modelo probit se identifican los principales determinantes de las decisiones de aumentar la restricción monetaria mediante incrementos del “corto”, que es el instrumento utilizado por el Banco de México. Se encuentra que las acciones de endurecimiento de la política monetaria han aumentado su frecuencia en años recientes, y son más probables cuando se incrementa la brecha de inflación del año actual y cuando hay presiones de demanda y cambiarias. La probabilidad de tal evento se reduce cuando las condiciones monetarias, medidas con la tasa de interés real ex ante, muestran iliquidez. Los incrementos en los salarios reales no parecen mejorar sensiblemente la capacidad del modelo de predecir aumentos del corto. Por otra parte, las desviaciones de la tasa de interés de corto plazo respecto de lo indicado por una regla de Taylor convencional parecen ser predictores un tanto menos confiables de los aumentos del corto, lo cual indica que la interpretación de dichas reglas en el caso de México debe hacerse con cautela.

§ Agradezco el excelente apoyo de investigación de Raquel Franco y los comentarios y observaciones de Sara Castellanos, Jesús González, David Madero, Miguel Messmacher y Alberto Torres. Las opiniones expresadas en este documento no necesariamente representan el punto de vista del Banco de México.

## Introducción

La literatura de reglas monetarias al estilo de Taylor (1999, 2000) intenta, entre otras cosas, caracterizar la respuesta de la autoridad monetaria ante condiciones que reflejan presiones inflacionarias actuales y potenciales. Por lo general, estas reglas expresan el nivel deseado de una tasa de interés de corto plazo como función de una brecha de inflación y una brecha del producto –y posiblemente de algunas otras variables. La tasa de interés de mercado de corto plazo es un candidato natural para la estimación de estas reglas debido a que en las principales economías el instrumento de la política monetaria es precisamente una tasa de interés de corto plazo, como la tasa de fondos federales en los EUA. Se ha estimado ocasionalmente reglas monetarias con un indicador de condiciones monetarias en lugar de una tasa de interés, con el propósito de capturar las características de una economía abierta (Ball, 1999); sin embargo, la norma sigue siendo la estimación de reglas monetarias para las tasas de interés, en cuya formulación puede incluirse el tipo de cambio para reflejar mejor el entorno de una economía abierta (Svensson, 2000).

En México, desde 1995 la política monetaria se ha venido implementando mediante el uso de un instrumento cuantitativo: el objetivo para el saldo acumulado de los saldos en las cuentas corrientes que los bancos comerciales mantienen en el Banco de México.<sup>1</sup> Este instrumento es popularmente conocido como el “corto” debido a que el objetivo que se ha planteado predominantemente ha sido negativo. De esta forma, el aumento en la restricción monetaria mediante la modificación del objetivo de saldos se suele describir como un “aumento del corto”.

Aunque el uso del “corto” pueda parecer peculiar, es necesario señalar que otros bancos centrales han utilizado instrumentos similares en el pasado y aun en la actualidad. En particular se puede mencionar los casos de Nueva Zelandia, cuyo Banco de Reserva usó como meta operativa el *official settlements balance* hasta 1999 (Archer et al, 1999), y de los Estados Unidos, donde se usó el monto de las reservas “no prestadas” durante la desinflación presidida por Paul Volcker a inicios de los años ochenta (Mishkin, 2003). Hoy en día, el Banco de reserva de Perú utiliza un rango objetivo para los saldos promedio de las cuentas corrientes de la banca comercial, y en Japón el banco central intenta que los saldos en cuenta corriente de la banca alcancen al menos un determinado nivel positivo. Así, la discusión del corto puede resultar de interés para quienes estudian este tipo de casos también.

Si bien en México el instrumento de política monetaria es el corto, las reglas monetarias que se han estimado ponen del “lado izquierdo” una tasa de interés.<sup>2</sup> Es decir, se ha hecho una estimación similar a la que se realiza en los casos de países donde el instrumento es una

---

<sup>1</sup> Véase Banco de México (1997), donde se explica con detalle la operación de este instrumento. Las reglas de su funcionamiento cambiaron en abril de 2003, pero los conceptos discutidos en el presente trabajo no son afectados por ese cambio.

<sup>2</sup> Martínez et al (2001), Torres (2002), Cuevas y González (2003) y Galindo y Catalán (2003) estiman reglas monetarias para diversas tasas de interés de corto plazo en México.

tasas de interés. La justificación de ese tipo de estimación es que se entiende que el banco central modifica el corto cuando las tasas de interés de mercado se alejan demasiado de una trayectoria que el propio banco central juzgue congruente con el logro de los objetivos de inflación. Es decir, se hace el supuesto de que las tasas de interés observadas pueden considerarse, la mayoría del tiempo, implícitamente sancionadas por la autoridad monetaria. Esto supone que hay una relación suficientemente previsible entre el corto y las tasas de interés de mercado de corto plazo que permite al Banco Central guiar la evolución de tales tasas mediante el uso ocasional del corto.

Sin embargo, aunque un aumento del corto tiende a producir incrementos temporales en las tasas de interés, la duración e intensidad de tal efecto no es conocida con precisión y parece ser variable. Esta es una conclusión tentativa en vista de la escasa literatura que ha abordado el tema del efecto del corto sobre las condiciones monetarias (Castellanos 2000, Díaz de León y Greenham 2000). Con todo, parece posible decir que la relación entre el corto o sus aumentos, por una parte, y las tasas de interés por la otra, no ha sido estable. Es decir, no todos los movimientos de la tasa de interés pueden automáticamente ser interpretados como el reflejo de las decisiones, por acción o por omisión, de la autoridad monetaria. Esto sugiere la conveniencia de complementar el trabajo de estimación de reglas monetarias basadas en tasas de interés con la estimación de reglas monetarias basadas directamente en la observación de las modificaciones del corto con el fin de identificar la función de reacción de las autoridades monetarias.

En este trabajo se estima una función de reacción de la autoridad monetaria —vale decir una regla monetaria— basada directamente en el corto. En este sentido, el modelo que utilizamos satisface el criterio de operacionalidad planteado por McCallum y Nelson (1999): que la regla se estime para el instrumento efectivamente controlado por la autoridad monetaria. La metodología es sencilla: se define una variable dicotómica que toma el valor de uno en los meses durante los cuales la Junta de Gobierno del Banco de México anunció aumentos del corto, y el valor de cero en el resto de los meses.<sup>3</sup> Luego se procede a ajustar un modelo probit para esta variable utilizando como factores explicativos una serie de indicadores de las presiones inflacionarias (como la brecha de inflación del año en curso y la brecha del producto) y de las condiciones monetarias. El ajuste del modelo es razonablemente bueno y muestra que el Banco de México responde claramente a los indicadores más visibles que señalan presiones inflacionarias actuales y potenciales. En este sentido, un disparador importante de las decisiones de endurecer la política monetaria es la brecha entre las expectativas y el objetivo de inflación para el año en curso. En la siguiente sección se describen los datos y el modelo, y se presentan los resultados de la estimación. En la tercera sección se utiliza la técnica de discriminantes para generar pronósticos puntuales de la decisión de política monetaria para los meses de la muestra. En la cuarta sección se pone a prueba la justificación que se ofrece para la estimación de reglas de Taylor con tasas de interés. Para ello, se estima una regla monetaria convencional y se

---

<sup>3</sup> Ha habido algunas ocasiones en las que el corto ha bajado, pero han sido muy pocas, por lo cual se asimilaran en este trabajo al grupo de observaciones en las que el corto no cambia. Por ser un monto nominal fijo, el valor relativo del corto se erosiona con el crecimiento de los agregados monetarios. Por ello, un aumento periódico del corto podría ser compatible con el mantenimiento de condiciones monetarias estables. Este hecho también contribuye a explicar la escasa presencia de reducciones del corto en la muestra.

utilizan sus residuos para tratar de predecir aumentos en el corto, y se obtiene un éxito muy limitado. Una sección final presenta las conclusiones acerca de las ventajas y desventajas de estimar reglas monetarias con diversas metodologías.

## Estimación de un modelo tipo “probit” para el aumento del corto

El modelo probit es bien conocido. Este modelo postula que la probabilidad de que un evento ocurra en un experimento es igual a la probabilidad de que una variable normal estándar esté por debajo de cierto valor que se calcula como una función lineal de un conjunto de variables explicativas que podemos llamar  $X$ . En este trabajo, el evento es que el corto se incremente en un mes dado. Esto se denota  $Y_t = 1$ ; complementariamente, se escribe  $Y_t = 0$  si en el mes  $t$  el corto no aumenta. Así, se trata de encontrar, mediante métodos numéricos, el valor de  $\beta$  que maximiza el logaritmo de la siguiente función de verosimilitud (en la cual los dos puntos indican que la probabilidad es condicional, y  $\Phi$  es la distribución acumulada de la normal estándar).

$$V(Y : X) = \prod_{t=1}^T \Phi(X_t \beta)^{y_t} (1 - \Phi(X_t \beta))^{1-y_t}$$

Una implicación de este planteamiento es que  $E(Y_t : X_t) = Pr(Y_t=1 : X_t) = \Phi(X_t \beta)$ . Se hará uso de este hecho más adelante para mostrar gráficamente la evolución de la probabilidad condicional en  $X_t$  de que el corto aumente en un mes dado.

En este trabajo, el período muestral va de mayo de 1996 a marzo de 2003, y el vector  $X$  de variables explicativas incluye los siguientes conceptos:

- La brecha de inflación actual. Es la diferencia entre la expectativa de inflación de los analistas económicos (que se obtiene de la encuesta mensual realizada por el Banco de México) y el objetivo de inflación para el año en curso, y se expresa como proporción del objetivo. El motivo de esta normalización es que en el período muestral se vivió un proceso de desinflación, por lo cual una brecha de un tamaño dado pudo generar distintos grados de preocupación dependiendo del nivel absoluto de la meta.<sup>4</sup>
- El agravamiento de la brecha de inflación actual durante los últimos dos meses.
- La brecha de inflación futura. Se define en forma análoga a la brecha actual, pero en referencia al objetivo para el siguiente año calendario.
- La depreciación promedio mensual del peso. Se define como el cociente del promedio del precio del dólar en un mes dado sobre el correspondiente promedio del mes anterior.
- La brecha del producto. Se define como la diferencia entre el valor del índice general de actividad económica (IGAE) y su valor potencial, expresada como porcentaje del valor potencial. La serie de IGAE potencial, a su vez, se calcula como el promedio simple de dos series: una se obtiene mediante la aplicación del filtro de Hodrick-Prescott, y la otra es una tendencia lineal.

<sup>4</sup> La meta de inflación en 1996 fue de 20.5 por ciento, en tanto la de 2002 fue de 4.5 por ciento.

- Una variable dicotómica que toma el valor de cero antes de 1999 y de uno a partir de dicho año. El uso de esta variable se basa en la observación de que ese año se reforzó el perfil de la política monetaria bajo un esquema de metas de inflación, como se documenta con detalle en Martínez *et al* (2001). En particular, a partir de 1999 el Banco de México ha mantenido una posición global acreedora de corto plazo ante la banca comercial gracias al uso de los depósitos de regulación monetaria, lo cual lo posiciona mejor para utilizar el corto (véase Díaz de León y Greenham, 2000).
- La tasa de interés real. Esta es una tasa esperada, pues se calcula como la diferencia entre el rendimiento nominal de los CETES a 364 días y la expectativa de inflación para los siguientes 12 meses que se obtiene de la encuesta de analistas de opinión que levanta el Banco de México.<sup>5</sup> Se optó por una tasa a un año para evitar los posibles problemas de estacionalidad asociados con el cálculo de tasas reales basados en expectativas de inflación para horizontes menores a un año.<sup>6</sup>
- Las revisiones al salario real. Esta es la diferencia entre el aumento promedio pactado en las revisiones contractuales y las expectativas de inflación de los analistas para los siguientes doce meses. Esta variable entra rezagada un período.
- La importancia de la próxima revisión salarial, medida por el número de trabajadores cuyos contratos se revisarán el mes siguiente.
- Los meses transcurridos desde el último aumento del corto.

Al igual que cuando se estima una regla monetaria convencional, se debe esperar que la autoridad monetaria reaccione aumentando la restricción de sus instrumentos de política ante mayores brechas de inflación actuales y futuras, ante un deterioro de la brecha de inflación, y ante una mayor brecha del producto. La regla debe incorporar la posibilidad de que estos disparadores de la restricción sean aditivos, para que la reacción de política sea mayor cuando las brechas de inflación y actividad apuntan en el mismo sentido y sea menor cuando apuntan en direcciones opuestas. Ello es congruente con la idea de que la lectura de las distintas brechas permite identificar el carácter de las perturbaciones que afectan a la economía, facilitando una reacción diferenciada de la autoridad monetaria (Clarida et al, 1999). Así, si la brecha del producto y de la inflación son ambas positivas, esto sugiere la presencia de perturbaciones de demanda que, sin duda, deben ser combatidas por el banco central. En cambio, una brecha negativa del producto en combinación con una brecha positiva de inflación sugiere la posibilidad de una perturbación adversa en el lado de la oferta y puede plantea un dilema para la política monetaria, por lo cual la conveniencia y la necesidad de aumentar la restricción monetaria son menos claras.

---

<sup>5</sup> Dado que esta expectativa no comenzó a reportarse hasta mayo de 1997, se le reemplaza en las primeras observaciones de la muestra, que preceden esa fecha, con la inflación realizada durante los 12 meses siguientes.

<sup>6</sup> Digamos que la tasa nominal de los bonos a 28 días cae entre principios de diciembre del año  $t$  y principios de enero del año  $t+1$ . Esa caída puede deberse simplemente a que la inflación suele ser menor en enero que en diciembre; pero para verificar que la tasa real se mantuvo fija, se debe limpiar las expectativas de inflación en esos dos meses de sus componentes estacionales. Lo corto de la muestra, así como el hecho de que durante el período muestral se haya experimentado una importante, y en ocasiones desigual, desinflación, dificultan el cálculo de una serie desestacionalizada de expectativas mensuales de inflación.

Igualmente, es lógico esperar una mayor probabilidad de un aumento en el corto ante una depreciación cambiaria y ante aumentos fuertes en los salarios reales. Es posible conjeturar que la política monetaria se debería endurecer en las vísperas de negociaciones salariales importantes con el propósito de enviar una señal que permita que las revisiones contractuales no resulten en mayores presiones inflacionarias por el lado de los costos. Por otra parte, es natural esperar que cuando las condiciones monetarias están de suyo apretadas, la necesidad de un aumento en el corto será menor. Así, se debe esperar que el coeficiente de la tasa real de interés sea negativo.

Cuadro 1. Regresión Probit de la Decisión de Aumentar el Corto\*  
(Estadístico Z en cursiva)

	A	B	C	D	E
Brecha Inflación Año Actual	1.620 *** 3.110	1.679 *** 3.130	1.406 *** 2.690	1.475 *** 2.760	1.612 *** 3.090
Brecha Inflación Año Entrante	0.307 * 1.400	0.307 * 1.400	0.233 * 1.360	0.324 * 1.490	0.312 * 1.420
Depreciación del Peso	0.042 ** 2.070	0.043 ** 2.100	0.042 ** 2.050	0.038 ** 1.880	0.044 ** 2.090
Brecha Producto	0.104 *** 2.510	0.109 *** 2.530	0.113 *** 2.720	0.105 *** 2.510	0.103 *** 2.470
Periodo 1999 en Adelante	0.339 *** 2.960	0.369 *** 2.730	0.334 *** 2.900	0.325 *** 2.790	0.343 *** 2.960
Tasa Real de Interés	-0.024 * -1.610	-0.023 * -1.480	-0.023 * -1.530	-0.023 * -1.520	-0.024 * -1.550
Revisión Salarial Real (-1)	0.035 0.850	0.028 0.690		0.029 0.730	0.035 0.870
Trabajadores con Rev. Sal. (+1)					0.000 -0.380
Meses Desde Último Corto		0.005 0.490			
Cambio en la Brecha Inflacionaria			0.507 * 1.300	0.466 1.200	
Constante	-0.725 *** -3.510	-0.788 *** -3.220	-0.616 *** -3.760	-0.699 *** -3.380	-0.712 *** -3.430
No. de observaciones	83	83	83	83	83
Pseudo R2	0.259	0.262	0.268	0.276	0.261
Log verosimilitud	-33.078	-32.956	-32.674	-32.347	-33.005

\* Los coeficientes representan el cambio marginal en la probabilidad de un evento en respuesta a un cambio infinitesimal de cada variable explicativa, evaluado en la media de las variables explicativas. En el caso de la variable dicotómica para 1999-2003, el coeficiente representa el aumento en la probabilidad total al pasar esta variable de 0 a 1, con el resto de las variables explicativas en sus medias.

El cuadro 1 reporta el resultado de la estimación de varias especificaciones del modelo. Los coeficientes que se reportan son los efectos de cada variable sobre la probabilidad de un corto evaluada en la media de las variables explicativas, es decir, las derivadas de  $\Phi(X_t \beta)$  con respecto a los componentes de  $X_t$ ; los estadísticos Z corresponden a la hipótesis de que el correspondiente parámetro  $\beta$  es igual a cero. Como se señaló antes, el período de estimación va de mayo de 1996 a marzo de 2003. Las varias columnas corresponden a regresiones con distintos conjuntos de variables explicativas, y los asteriscos indican si la variable resulta significativa al 1 por ciento (\*\*\*) , 5 por ciento (\*\*) o al 10 por ciento (\*). Esta decisión se basa en pruebas de una sola cola en todos los casos salvo el de la constante. Se toman los valores críticos de una sola cola porque existe una fuerte presunción acerca del signo de los coeficientes, tal como se explicó en los párrafos anteriores.

Los resultados más importantes de la estimación de las distintas regresiones son robustos al cambio del conjunto de variables marginales que entran en el modelo. En particular, la decisión de aumentar el corto es claramente sensible a la brecha de inflación del año en curso. La brecha de inflación del año siguiente es significativa, aunque en menor grado, y su impacto sobre la probabilidad del aumento del corto es también menor. En el modelo de la columna C se muestra que el deterioro (es decir, la ampliación) de la brecha inflacionaria actual puede también contribuir a explicar la decisión de apretar la política monetaria. Al igual que en las reglas monetarias más convencionales, también en este tipo de modelo un valor positivo de la brecha del producto tiende a provocar una mayor restricción monetaria.

De manera importante, la tasa de interés real ayuda a explicar la decisión de política monetaria: una tasa real alta hace menos probable un aumento del corto, pues indica que las condiciones monetarias están ya relativamente apretadas. Los aumentos reales pactados en las revisiones salariales aparecen con el signo correcto, pero no son significativas en ninguno de los modelos estimados. Se conserva en casi todos, sin embargo, debido a que la intuición hace casi obligatoria su inclusión.

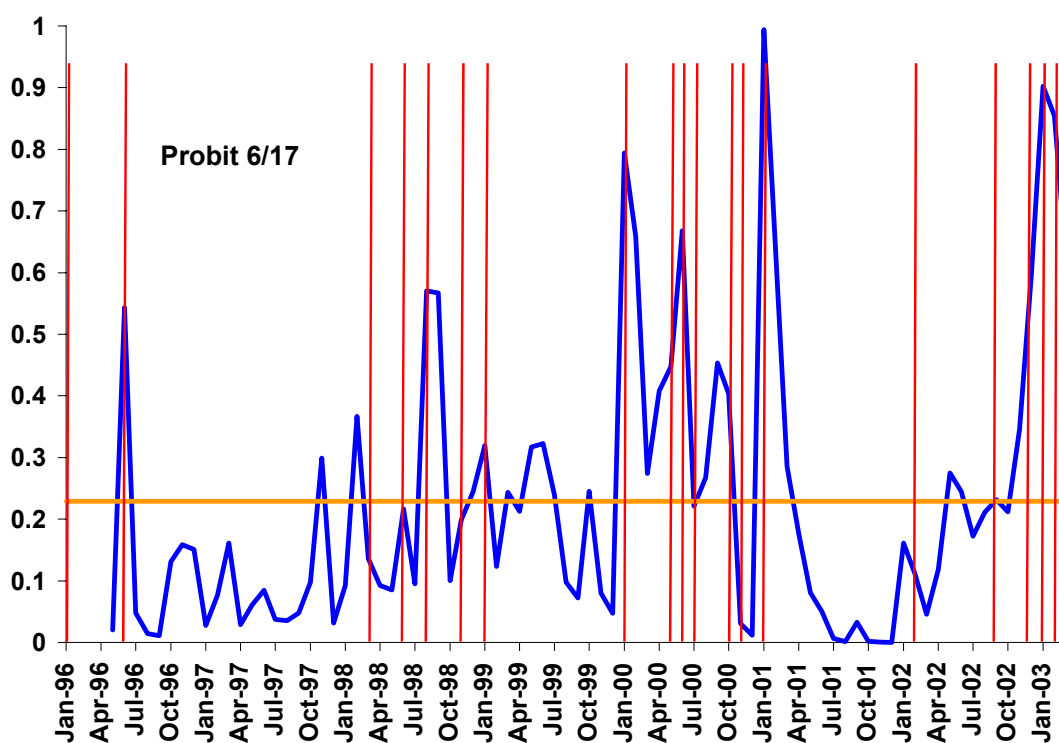
Las variables marginales que distinguen las varias regresiones del Cuadro 1 generalmente no son estadísticamente significativas. Así, el número de trabajadores que tendrá una revisión contractual el mes entrante no parece afectar la decisión de política actual. Tampoco el tiempo transcurrido desde el último aumento del corto parece importante, y el cambio en la brecha inflacionaria pierde significancia cuando se agrega la revisión contractual a la regresión. El valor negativo y altamente significativo de la constante es simplemente el resultado de que el aumento del corto es un evento relativamente raro, que se presenta solamente en 19 de los 83 meses cubiertos en la muestra.<sup>7</sup>

Finalmente, en todas las ecuaciones estimadas se observa un efecto positivo y altamente significativo de la variable dicotómica que señala el periodo de 1999 en adelante, lo cual

---

<sup>7</sup> Una variable dicotómica que distinga a los meses de enero del resto de los meses no resulta estadísticamente significativa a ningún nivel convencional cuando se le incluye en un modelo que ya contenga las brechas de inflación y del producto, la depreciación, y la tasa de interés real. La inclusión de una variable así parecería lógica dado que enero es el mes en el cual se ha dado un mayor número de aumentos en el corto.

indica que la política monetaria se ha tornado más activista desde 1999, entendiéndose por esto que ha sido caracterizada por una mayor disposición del banco central a aumentar el corto.<sup>8</sup> Esta observación general es congruente con lo encontrado por otros investigadores. Por ejemplo, Martínez et al (2001) reportan diferencias en los coeficientes estimados para reglas monetarias antes y después de noviembre de 1998. Por esta razón, se estimaron varias versiones del modelo D incluyendo como variables independientes las interacciones entre las principales variables explicativas y la variable dicotómica de 1999 en adelante. Los resultados de ese ejercicio (no reportados) fueron que ningún término interactivo resultó significativo, que dichos términos tuvieron en general coeficientes negativos y que el coeficiente de la variable dicotómica (no interactuada) se incrementó.



Gráfica 1. Decisiones observadas contra sus probabilidades estimadas (modelo D).

Para generar la serie de las probabilidades condicionales en  $X_t$  del aumento del corto en todos los meses de la muestra se tomaron los coeficientes correspondientes al modelo de la columna D, que es el de mejor ajuste (aunque, en general, cualquiera de las regresiones del cuadro 1 arroja resultados que se condicen bien con la intuición). La gráfica 1 muestra estas probabilidades estimadas junto con las decisiones de aumento del corto (las líneas verticales) y la probabilidad incondicional del aumento del corto en toda la muestra, igual a

<sup>8</sup> Cabe recordar que en 1999 la Junta de Gobierno del Banco de México anunció que se planteaba el objetivo de lograr que la inflación en México convergiera con la “inflación externa” para finales de 2003 (Banco de México, 1999).



0.23=19/83 (la línea horizontal). La pertinencia del modelo se hace patente en el hecho de que los aumentos del corto suelen darse en meses en los cuales la probabilidad condicional estimada de dichos aumentos es relativamente alta. Hay algunas anomalías, como el aumento del corto de febrero de 2002, que fue motivado por el deseo de enviar una señal de que la autoridad monetaria no permitiría que la inflación subyacente se contaminara por los fuertes aumentos en ciertos precios administrados y concertados anunciados en febrero de 2002. Pero en general, esas anomalías son escasas. Este método de predicción, con todo, es menos contundente que el método de discriminantes que se presenta en la siguiente sección, el cual permite hacer una predicción puntual de un aumento en el corto dada la información contenida en  $X_t$ .

## Pronóstico del aumento del corto mediante discriminantes

Al final de la sección anterior estimamos la probabilidad de un aumento en el corto en un mes  $t$  condicional en el vector  $X_t$  de variables que influyen sobre la política monetaria. En esta sección se hace un pronóstico puntual de la decisión de aumentar el corto basado en la aplicación de la técnica de discriminantes (Maddala, 1983). Esta técnica permite decir de manera tajante si en un determinado mes se debería ver un aumento del corto, dados los valores de  $X_t$ . De esta manera, es posible ver cuántas veces se puede predecir con acierto la decisión de incrementar (o no) el corto utilizando la información contenida en  $X_t$ .

La técnica de discriminantes trata de explotar la idea de que si las observaciones de una variable se puede organizar en grupos, entonces su varianza se puede descomponer en una medida de la varianza entre los grupos y en una medida de la varianza dentro de los grupos. Para fines del presente trabajo, los meses con aumento del corto constituyen un grupo separado de los meses en los que no aumento el corto.

Esta técnica se puede implementar mediante el uso de regresiones auxiliares, como se explica en Maddala (1983). El punto de partida es la construcción de una nueva variable dicotómica con media cero a partir de la variable dicotómica original, que tiene media positiva e igual a la proporción de los meses en los cuales el evento ocurre. Llamemos la nueva variable  $y_t$ . Esta variable tiene el mismo valor en todos los meses con un aumento del corto (observaciones en el grupo 1), y otro distinto en los meses sin aumento del corto (observaciones en el grupo 2).<sup>9</sup> Luego se corre una regresión lineal de esta variable contra un conjunto de regresores, y los coeficientes que se obtienen de ella se dividen entre el error promedio de la regresión para obtener unos coeficientes normalizados, que se denotan por  $\lambda$ .<sup>10</sup> Con ellos se generan los valores esperados normalizados  $y_t^*=X_t \lambda$ . Luego se toma la media de estos valores esperados entre las observaciones de cada grupo (es decir, separadamente entre aquellas que tuvieron un corto y aquellas que no lo tuvieron). Se puede llamar estas medias  $\mu_1$  y  $\mu_2$ . Estos promedios son fundamentales para el ejercicio de

---

<sup>9</sup> Denotando el número de observaciones en el primer grupo por  $n_1$  y las del segundo grupo por  $n_2$ , la nueva variable dicotómica toma el valor de  $n_2/(n_1+n_2)$  en las observaciones del grupo 1, y el valor de  $-n_1/(n_1+n_2)$  para las observaciones del grupo 2. Es fácil ver que el promedio de esta variable en toda la muestra es cero.

<sup>10</sup> Estrictamente hablando, la normalización se hace no con el error promedio de la regresión, sino con un múltiplo muy cercano a uno de dicho error. Véase Maddala (1983).

predicción. Si para un mes  $s$  la cantidad  $y_s^*$  está mas cerca de  $\mu_1$  que de  $\mu_2$ , entonces el modelo predice que en ese mes el evento corresponderá al grupo 1, y en caso contrario al grupo 2. De esta manera se genera una serie de pronósticos puntuales para cada mes.

Cuadro 2. Resumen de las Predicciones del Modelo de Discriminantes.

	Observación: No aumenta	Observación: Aumenta	Total
Predicción: No aumenta	49	6	55
Predicción: Aumenta	15	13	28
Total	64	19	83

El cuadro 2 resume los resultados del ejercicio de ajustar un modelo de discriminantes con el conjunto de variables explicativas que entraron en la columna D del cuadro 1. En términos generales, la correlación entre las predicciones del modelo y las observaciones es de 0.4. El modelo predice correctamente el resultado del experimento de cada mes el 75 por ciento de las veces. Este porcentaje de aciertos se compara favorablemente con el 65 por ciento de aciertos que cabría esperar de un modelo que cada mes aleatoriamente predijera que no hay aumento del corto con un 77 por ciento de probabilidad (el cociente  $64/83$  de la probabilidad incondicional en la muestra de que no aumente el corto).<sup>11</sup>

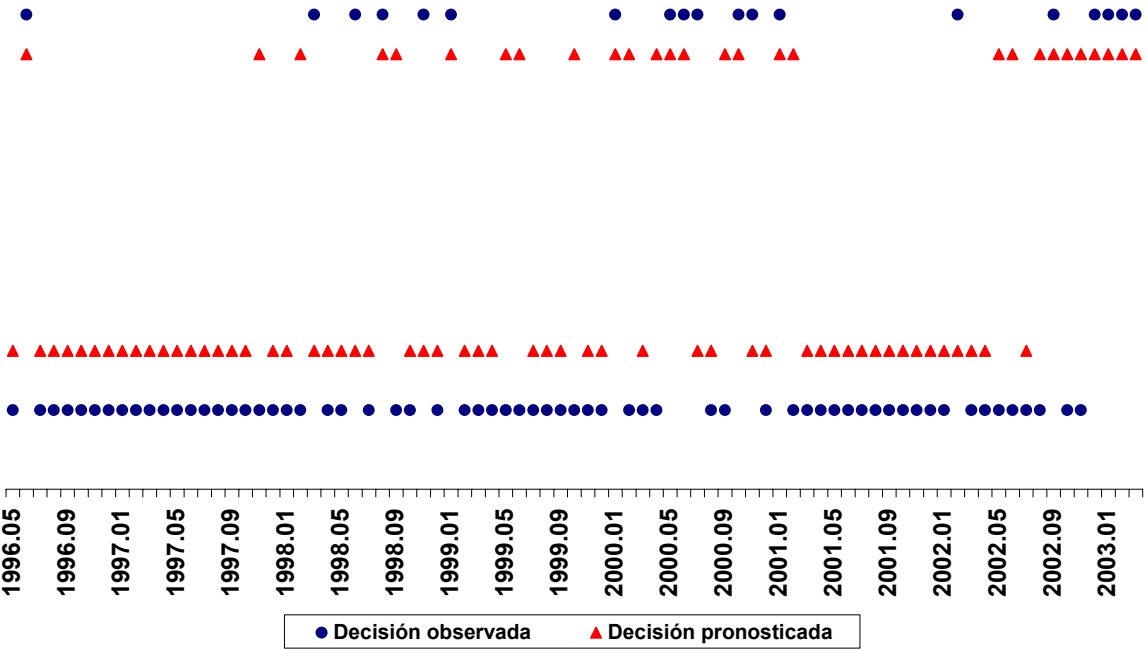
Es posible considerar el ejercicio que se acaba de realizar como el diseño de un instrumento de diagnóstico. Ese instrumento es el producto  $X_t \lambda$ ; si tal producto excede la cantidad crítica  $(\mu_1 + \mu_2) / 2$ , entonces se “diagnostica” la intención del banco central de aumentar el corto. Es decir, se puede ver al discriminante como una prueba que trata de identificar la presencia de condiciones que producirán un aumento del corto por parte del banco central. En ese contexto, un error tipo I consiste en diagnosticar la inminencia de un aumento cuando las condiciones no lo justifican, y el error tipo II es diagnosticar que no hay perspectivas de un aumento del corto cuando las condiciones llevarán a la autoridad monetaria a aumentarlo. La frecuencia del error tipo I se relaciona con la probabilidad de los falsos positivos, y la del error tipo II con la probabilidad de los falsos negativos. La tasa de falsos negativos es de 11 por ciento ( $6/55$ ), es decir, parece que el modelo tiene un “poder” relativamente elevado. Pero la tasa de falsos positivos es relativamente alta: 54 por ciento ( $15/28$ ), es decir, que el modelo, visto como una prueba, tiene un “tamaño” bajo.<sup>12</sup>

En términos generales, una alta tasa de falsos positivos era de esperarse dado que el aumento del corto es un evento relativamente raro. Para cualquier instrumento de diagnóstico dado, el riesgo de falsos positivos es mayor cuanto más raro en la población es

<sup>11</sup> La probabilidad de acertar con este mecanismo aleatorio es  $0.647 = [(64/83)*64 + (19/83)*19]/83$ , dada la serie de decisiones observadas.

<sup>12</sup> Conviene recordar que el “tamaño” de una prueba es la característica que comúnmente se denota por la letra griega  $\alpha$ , y consiste en la probabilidad de rechazar la hipótesis nula por error; el “poder” es la probabilidad de rechazar correctamente una hipótesis falsa, y se denota generalmente como  $1 - \beta$ , donde  $\beta$  es la probabilidad de aceptar por error una hipótesis falsa. Véase Keeping (1962).

el evento o rasgo que se trata de identificar. Más específicamente, sin embargo, este problema indica que el modelo tiende a sobrepredecir los aumentos del corto, y también que a veces se adelanta un poco a la decisión de política monetaria o tiende a indicar que la decisión se debe repetir con demasiada frecuencia, como se puede apreciar con la ayuda de la gráfica 2.



Gráfica 2. Decisiones de política observadas y pronosticadas por el modelo de discriminantes.

La gráfica 2 muestra, para cada mes, tanto las decisiones de política observadas como las que se predicen utilizando la técnica de discriminantes. En esa gráfica, cuando un marcador se encuentra en una posición relativamente baja, representa un mes sin aumento del corto, y cuando el marcador tiene una posición elevada, representa un aumento del corto. Así, por ejemplo, resulta claro que en los últimos meses de 2002, cuando la política monetaria hizo un compás de espera entre los cortos de septiembre y diciembre, el modelo seguía indicando que las condiciones requerían un endurecimiento. Lo que esto puede reflejar es el hecho de que el banco central responde a los factores que se incluyen en el modelo, pero actúa con más paciencia debido a su conocimiento de los rezagos con los cuales las acciones de política surten efecto. Así, durante etapas de varios meses que requieren endurecimiento, la autoridad monetaria puede espaciar sus decisiones, dándose tiempo para observar la reacción de la economía, en tanto que la decisión pronosticada no toma en cuenta los rezagos en los efectos de las decisiones. (En el modelo E del cuadro 1 se hizo un

intento de capturar esa dimensión utilizando una variable que mide los meses desde el último aumento del corto, pero dicha variable resultó inadecuada).

Cuadro 3. Valor Esperado de las Predicciones de un Instrumento Aleatorio Basado en Probabilidades Incondicionales.

	Observación: No aumenta	Observación: Aumenta	Total
Predicción: No aumenta	49	15	64
Predicción: Aumenta	15	4	19
Total	64	19	83

Para juzgar el desempeño de este modelo, se puede pensar una vez más en un instrumento alternativo de diagnóstico consistente en predecir al azar un aumento del corto utilizando la probabilidad incondicional de tal evento en la muestra (es decir,  $0.23=19/83$ ). En el cuadro 3 se muestra el desempeño promedio de este instrumento aleatorio. Como se indicó antes, este instrumento acertaría el 65 por ciento de las veces en promedio por el solo hecho de que el aumento del corto es un evento raro (contra el 75 por ciento de aciertos del modelo de discriminantes).

Pero una diferencia más notable se encontraría en la proporción de errores del tipo I y II que se registran con cada uno de los instrumentos de diagnóstico. Por construcción, en el caso del mecanismo aleatorio la tasa de falsos negativos sería de 77 por ciento y la de falsos positivos sería de 23 por ciento. Es decir, en el caso del instrumento aleatorio habría una gran cantidad de falsos negativos. Como se aprecia al comparar los cuadros 2 y 3, las variables explicativas representadas por el vector  $X_t$  mejoran la predicción promedio del modelo de discriminantes fundamentalmente mediante su contribución a la reducción de los falsos negativos, es decir, ayudando a identificar correctamente episodios de aumento del corto. Es decir, no sólo se acierta más frecuentemente con el modelo de discriminantes, sino que la naturaleza de los errores que comete ese modelo es sugerente de su capacidad para identificar condiciones en las cuales es probable que se aumente el corto, que como se ha indicado es un evento de baja frecuencia.

En suma, las variables de la columna D del cuadro 1 permiten construir un instrumento razonablemente eficaz para predecir la decisión de aumentar el corto, lo cual indica que el banco central presta atención a la evolución de tales variables. En la siguiente sección damos a este conjunto de variables una nueva organización bajo la forma de una regla de Taylor convencional para examinar si esa organización de la información basta para predecir las acciones de política monetaria. En cierta manera, la sección siguiente se pregunta si el error de una regla de Taylor es una estadística suficiente para las predicciones de los modelos de esta sección y de la sección anterior.

## Una regla monetaria convencional como predictor del incremento del corto

Como se indicó en la introducción, la estimación de reglas de Taylor convencionales en el caso de México no se puede justificar directamente en términos del instrumento que efectivamente controla la autoridad monetaria. Más bien, la justificación es que la tasa de interés de corto plazo tiende a seguir una trayectoria que debe reflejar las preferencias del banco central. La idea es, en pocas palabras, que si el banco central juzga que las tasas de mercado están de algún modo desalineadas, entonces usará su instrumento para inducir una corrección en el mercado de dinero. En esta sección se hace un intento de verificar esa hipótesis.

El procedimiento que se usa puede entenderse por analogía con el concepto de estadístico suficiente (Keeping, 1962). La idea de suficiencia es que cierta combinación de las variables u observaciones originales contiene toda la información relevante para la estimación de algún parámetro de interés. Por ejemplo, para estimar la media de un conjunto de observaciones  $\{v_i\}$  es suficiente conocer la suma  $S = \sum v_i$ , y no es necesario conocer las  $v_i$  individuales. Así, el estadístico  $S$  es un estadístico suficiente para la media.

En el contexto de este trabajo, se plantea la siguiente pregunta: ¿es suficiente conocer la desviación de las tasas de mercado respecto de los niveles recomendados por una regla de Taylor para predecir un aumento del corto? Es decir, en vez de utilizar libremente las variables tales como la tasa de interés, la brecha de inflación y la brecha del producto para estimar un modelo probit que prediga el aumento del corto, como en el cuadro 1, se combina esas mismas variables mediante una regla de Taylor, se calcula la diferencia entre la tasa de interés observada y la tasa recomendada por esa regla, y se utiliza dicha diferencia como variable explicativa para estimar un nuevo modelo probit de la decisión de incrementar el corto. Es lógico esperar un mejor ajuste en la estimación del probit donde todos los parámetros son libres.<sup>13</sup> Sin embargo, si la regla monetaria refleja las preferencias de la autoridad monetaria, el probit que se estima usando como variable independiente las desviaciones respecto de la regla de Taylor no debería ser muy inferior al probit estimado libremente.

Para efectos de calcular las desalineaciones de la tasa de interés de corto plazo se estimaron dos reglas de Taylor sencillas. La regla básica es una regresión de la media mensual de la tasa de fondeo gubernamental promedio diaria contra su propio rezago, la brecha de inflación actual, la brecha de inflación futura y la brecha del producto. La segunda regla añade la depreciación media al conjunto de variables explicativas.

La inclusión del rezago de la propia variable dependiente (la tasa de interés) en la regla de Taylor obedece a que se postula un mecanismo de ajuste parcial que cada periodo cierra sólo una fracción de la diferencia entre la tasa de fondeo observada en un momento dado y la tasa “óptima” hacia la cual el banco central quiere ir llevando las tasas de mercado a lo

---

<sup>13</sup> Esta es una expectativa y no una consecuencia necesaria debido a que los modelos que se compararán no están anidados. Esto se debe a que en el probit que se ha venido estimando se usa la tasa de interés real a un año, en tanto que la regla de Taylor se estima con tasas de interés de corto plazo.

largo del tiempo. Es decir, se supone que  $i^{regla} = \rho i^{rezagada} + (1-\rho) i^{óptima}$ . Este mecanismo ha sido generalmente interpretado como una representación del gradualismo que caracteriza a la política monetaria. Dicho mecanismo puede considerarse parte integral de la regla de Taylor, en cuyo caso no hay desalineación en las tasas si éstas van acercándose a su valor óptimo al ritmo determinado por el proceso de ajuste parcial. Sin embargo, también es posible considerar directamente la información proporcionada por la diferencia entre la tasa observada y la tasa óptima. De hecho, este es el tipo de ejercicio que hizo originalmente Taylor (1993), quien calculó una tasa de interés nocional (no necesariamente óptima) mediante una fórmula que no incluía entre sus argumentos al rezago de la tasa de interés observada. En lo que sigue, se estudiará la capacidad para predecir aumentos en el corto que tienen, por una parte, la brecha  $i^{observada} - i^{regla}$ , y por otra parte la brecha  $i^{observada} - i^{óptima}$ . Con la segunda de estas brechas, dado que se hace caso omiso del proceso de ajuste parcial, se puede decir que se está estimando el ajuste que tendría que haberse realizado bajo una política que abandonara el gradualismo.

Las reglas estimadas son de la forma siguiente:

$$i_{T,t} = \rho_t i_{T,t-1} + (1 - \rho_t) \varphi \left( \frac{f_t}{f_{t-1}} - 1 \right) + (1 - \rho_t) \left[ r + \gamma (y_{T,t} - y_{T,t}^{pot}) + \beta_t \left[ \alpha_t (E_{T,t} \pi_{T,dic} - \pi_{T,dic}^{obj}) + (1 - \alpha_t) (E_{T,t} \pi_{T+1,t} - \pi_{T+1,t}^{obj}) \right] \right] + e_t.$$

En esta expresión,  $i$  es la tasa nominal de fondeo gubernamental,  $f$  es el tipode cambio promedio (pesos por dólar),  $y$  es el producto,  $\pi$  es la inflación,  $e$  es el error de la regresión,  $E$  denota expectativas, y el subíndice  $T,t$  indica el año y el mes de una variable. El coeficiente  $\rho$  gobierna el mecanismo de ajuste parcial,  $\beta$  indica la reacción ideal ante presiones inflacionarias,  $\alpha$  es el peso relativo que se le da al objetivo de inflación del año en curso,  $\gamma$  mide la reacción ante la brecha del producto, y  $\varphi$  mide la reacción ante una depreciación de la moneda. Como se aprecia, algunos parámetros tienen un subíndice de tiempo. La razón es que al estimar las reglas se permite cierta estacionalidad en el valor de esos parámetros. Como ya se señaló, en la versión básica de la regla se impone el supuesto  $\varphi=0$ . Con la excepción de la tasa de fondeo gubernamental, todas las demás variables son las mismas que se utilizaron en las secciones anteriores de este documento. Cabe señalar que la bondad del ajuste de estas reglas de Taylor es alta, con estadísticos  $R^2$  ajustados superiores a 0.9. Es decir, estas regresiones parecen representar bien la evolución de las tasas de interés.

De la estimación por mínimos cuadrados ordinarios de las reglas de Taylor (no reportadas) se obtiene una serie de errores estimados  $i_{T,t} - \hat{i}_{T,t} = \hat{e}_{T,t}$  que constituyen una medida de desalineación de las tasas de interés que toma en cuenta desde el principio el hecho de que los ajustes en las tasas se realizan con gradualismo. También se calculan las diferencias entre la tasa observada y la tasa óptima, que con la misma notación pueden expresarse como  $i_{T,t} - (i_{T,t} - \rho i_{T,t-1} - \hat{e}_{T,t}) / (1-\rho)$ . Estas diferencias representan la brecha en las tasas de

interés que ve el banco central antes de decidir con cuánto gradualismo irá cerrándola, y proporcionan una medida alternativa de desalineación de las tasas de interés.

La idea es probar la hipótesis de que los aumentos del corto responden a la divergencia entre las tasas de fondeo y su nivel “deseado por el banco central” representado por la tasa teórica generada por la regla de Taylor, sea que esta tasa teórica incorpore el mecanismo de ajuste parcial o no (es decir, con o sin tomar en cuenta el gradualismo propio de la implementación de la política monetaria). Dicho de otra forma, se intenta determinar si la diferencia de las tasa de interés respecto del nivel indicado por la regla de Taylor —la cual no es sino una combinación lineal de una serie de variables como las tasas de fondeo y las brechas del producto y de la inflación—es un estadístico suficiente para la estimación de la probabilidad del aumento del corto.

En el cuadro 4 se reporta el resultado de la estimación de modelos probit que usan el error de la regla de Taylor con gradualismo (rezagado un período) y sin gradualismo (contemporáneo) junto con el de los modelos probit estimados con esencialmente las mismas variables contenidas en la regla, pero que entran de forma libre (“probits libres”).<sup>14</sup> Los probits libres del cuadro 4 son más sencillos que los del cuadro 1, con el fin de evitar la necesidad de estimar reglas monetarias ampliadas muy complejas. Se decidió bajar el probit “libre” al nivel de sencillez de las reglas más básicas, que suelen ser utilizadas por su alta capacidad de predecir las tasas de interés.

Las columnas del cuadro 4 deben leerse por grupos. Las columnas A, B y C estiman probits usando básicamente las mismas variables, pero mientras éstas entran libres al probit en la columna A, en la columna B entran a través de la brecha  $i^{observada} - i^{regla}$  de una regla de Taylor, y en la columna C entran a través de la brecha  $i^{observada} - i^{óptima}$ . Lo mismo se aplica a las columnas D, E y F. Es evidente que los modelos son en general pobres—considerablemente más pobres que los del cuadro 1—como resultado de la estrategia de estimarlos con el conjunto reducido de variables que entran en las reglas monetarias simples. También es notable el signo negativo de los coeficiente correspondientes a las medidas de desalineación de las tasas de interés en las columnas B, C, E y F. Este signo se corresponde bien con la intuición: si las tasas están más altas de lo que sigiere la regla de Taylor, eso indica que las condiciones monetarias están relativamente apretadas, y por lo tanto debe ser menos probable que se incremente el corto. Estos coeficientes son significativos al 5 ó al 10 por ciento (usando pruebas de una sola cola) en casi todos los casos.

Como se esperaba, las estimaciones libres son superiores a las estimaciones basadas en los diferenciales de tasas obtenidos de la aplicación de reglas de Taylor. Sin embargo, las diferencias en los estadísticos que miden la bondad del ajuste no son muy grandes en algunos casos. En particular, los modelos A y C tienen un desempeño muy parecido a juzgar por el valor del logaritmo de la función de verosimilitud en ambos casos. De hecho, la prueba de razón de verosimilitud es mejor para el modelo C en virtud de su mayor

---

<sup>14</sup> Debe recordarse que, estrictamente, no se trata de las mismas variables, pues la tasa de interés que se usa en la regla monetaria es la media mensual de la tasa de fondeo, en tanto que la tasa real que se usa en los probits libres es la tasa de CETES a 364 días.

parsimonia. Todo ello indica que se perdió poca información al organizar las variables explicativas dentro del esquema de la regla de Taylor. En el segundo grupo de regresiones es más claro el dominio del modelo libre sobre los dos modelos basados en reglas monetarias.

Cuadro 4. Comparación de Modelos Probit Libres Contra Modelos Probit Basados en Errores Estimados a Partir de Reglas de Taylor.\*

(Estadísticos z en cursiva)

	A	B	C	D	E	F
<b>PROBITS LIBRES</b>						
Brecha Inflación Actual	0.740 ** 2.000			0.651 ** 1.780		
Brecha Inflación Futura	0.256 * 1.420			0.295 * 1.600		
Tasa real de interés	-0.016 -1.050			-0.019 * -1.280		
Brecha Producto	0.060 ** 1.690			0.060 ** 1.720		
Depreciación				0.043 ** 2.010		
Constante	-0.288 *** -2.580			-0.289 *** -2.690		
<b>PROBITS BASADOS EN REGLAS</b>						
Error rezagado en la regla monetaria simple, con gradualismo		-0.025 -0.940				
Error contemporáneo en la regla simple, brecha sin gradualismo			-0.018 ** -2.310			
Error rezagado en la regla monetaria con depreciación de la moneda					-0.040 * -1.340	
Error contemporáneo en la regla con depreciación, brecha sin gradualismo						-0.006 *** -2.400
Constante		-0.226 *** -4.890	-0.204 *** -4.440		-0.229 *** -4.910	-0.211 *** -4.620
No. de observaciones	83	83	83	83	83	83
Pseudo R2	0.072	0.011	0.063	0.118	0.021	0.065
Prob. prueba razón de verosimilitud	0.168	0.332	0.018	0.063	0.174	0.016
Log verosimilitud	-41.428	-44.180	-41.840	-39.406	-43.725	-41.730

\* Los coeficientes representan el cambio marginal en la probabilidad de un evento en respuesta a un cambio infinitesimal de cada variable explicativa, evaluado en la media de las variables explicativas.



Es importante notar que el modelo B es muy inferior a los modelos A y C, y que el modelo E es muy inferior a los modelos D y F. Lo anterior sugiere que la incorporación del esquema de ajuste parcial a la definición de desalineación de las tasas de interés reduce la utilidad de este concepto. La conclusión parece clara: los errores de las reglas de Taylor con mecanismo de ajuste parcial están lejos de ser estadísticos suficientes para la estimación de la probabilidad de cambios en el corto, aun si entran en los modelos con el signo correcto. Sin embargo, la brecha entre la tasa de interés observada y la tasa de interés óptima que la regla plantea como objetivo a mayor plazo sí está más cerca de funcionar como un estadístico suficiente para la determinación de la probabilidad de un aumento del corto.

## **Comentarios finales**

En México el instrumento de la política monetaria es el llamado corto, a pesar de lo cual no es raro que los estudios acerca de las acciones de política del banco central usen la metodología de las reglas monetarias basadas en la tasa de interés de corto plazo. En este trabajo se ha propuesto un enfoque basado directamente en la predicción de las decisiones de la autoridad monetaria de aumentar la restricción monetaria mediante incrementos del corto. Lo que se ha mostrado es que la decisión de alterar el corto responde de la manera esperada a las principales indicadores de presiones inflacionarias, especialmente la brecha entre las expectativas de inflación y el objetivo para el año en curso. Otras variables que influyen de la manera esperada sobre la decisión de aumentar el corto son la brecha de inflación del año entrante, la brecha del producto, la depreciación de la moneda y, en menor medida, las revisiones salariales recientes. Asimismo, la decisión de aumentar el corto es más probable cuando las tasas reales de interés se ubican en niveles relativamente bajos. También resulta evidente un aumento en el activismo del banco central en los últimos años.

Vale decir que los factores mencionados en el párrafo anterior son los mismos que suelen incluirse como argumentos en las reglas de Taylor que se estiman para México y otros países. Este hecho parecería respaldar el argumento que comúnmente apoya la estimación de tales modelos, a saber, la idea de que aunque el banco central no fija la tasa de fondeo, la evolución de dicha tasa refleja a grandes rasgos las preferencias del banco central. Ello implica que la autoridad monetaria entra en acción cuando las tasas se desvían de los niveles considerados congruentes con los objetivos del propio banco y representados, más o menos precisamente, por la trayectoria dictada por una regla de Taylor.

En este trabajo se somete a prueba este argumento mediante la estimación un modelo para predecir la decisión de aumentar el corto en función de la desviación de la tasa de fondeo respecto del nivel que debería tener de acuerdo con una regla de Taylor. El resultado de este ejercicio es mixto. Si bien la desalineación entre la tasa de interés observada y la tasa óptima implícita en una regla de Taylor contiene información útil para predecir los cambios de la postura de la política monetaria, el diferencial con respecto de la tasa recomendada por una regla que incorpore un mecanismo de ajuste parcial es una guía insuficiente para predecir las acciones del banco central. Dicho de otra manera, no debe prejugarse cuál va a ser el gradualismo con el que procederá el banco central en cada caso.

Desde un punto de vista meramente analítico, los dos resultados citados plantean la necesidad de usar de manera complementaria las reglas monetarias convencionales y los modelos predictivos como los que se estiman en este trabajo. La razón es que cada uno de estos métodos tiene algo distinto que aportar. Los modelos menos estructurados como los estimados aquí tienen una mayor habilidad predictiva, pero no permiten juzgar directamente si la política monetaria es estabilizadora o no. Las reglas de Taylor, por el contrario, tienen menor capacidad predictiva, especialmente si se considera el gradualismo como parte integral de la regla; pero su estimación permite evaluar directamente la influencia estabilizadora del funcionamiento del mercado de dinero (y, menos estrictamente hablando, de la política monetaria).

## Referencias

Archer, David, Andy Brookes y Michael Redell (1999) “A Cash rate System for Implementing Monetary policy”, en *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, v.62, n.1, pp. 51-61

Banco de México (1997) “La Conducción de la Política Monetaria del Banco de México a Través del Régimen de Saldos Acumulados”, *Gaceta de Economía ITAM*, v. 3, n. 5, Otoño 1997, pp. 189-208

Banco de México (1999) *Política Monetaria: Informe sobre el Primer Semestre de 1999*, México D.F., Banco de México

Ball, Lawrence (1999) “Policy Rules for Open Economies”, en John Taylor, ed., *Monetary Policy Rules Chicago*, National Bureau of Economic Research, pp. 127-144

Castellanos Pascacio, Sara G. (2000) “El efecto del corto sobre la estructura de tasas de interés”, México, D.F., Banco de México, Documento de Investigación 2000-1.

Clarida, Richard, Jordi Galí y Mark Gertler (1999) The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective”, en *Journal of Economic Literature*, v. 37, n.4, 1661-1707

Cuevas Camarillo, Alfredo y Jesús R. González García (2003) “Efectos de los objetivos anuales de inflación sobre la operación de la política monetaria en México”, México, DF, Banco de México, borrador

Díaz de León, Alejandro y Laura Greenham (2000), “Política Monetaria y Tasas de Interés: Experiencia Reciente para el Caso de México”, México, D.F., Banco de México, Documento de Investigación 2000-8.

Galindo, Luis Miguel y Horacio Catalán (2003) “The Taylor Rule and the Exchange Rate in the Mexican Economy: an Empirical Evaluation”, México, D.F., Posgrado en Economía de la UNAM, borrador

Keeping, E. S. (1962) *Introduction to Statistical Inference*, Princeton NJ, Van Nostrand

Maddala, G. S. (1983) *Limited- Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York, Cambridge University Press

Martínez, Lorenza, Óscar Sánchez y Alejandro Werner (2001) “Consideraciones sobre la Conducción de la Política Monetaria y el Mecanismo de Transmisión en México”, México D.F., Banco de México, Documento de Investigación 2001-02

McCallum, Bennet y E. Nelson (1999) "Performance of Operational Policy Rules in an Estimated Semiclassical Structural Model", en John Taylor, ed., *Monetary Policy Rules* Chicago, National Bureau of Economic Research, pp. 15-45

Mishkin, Frederic (2003) *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, New York: Addison Wesley

Svensson, Lars (2000) "Open-Economy Inflation Targeting", en *Journal of International Economics*, v. 50, n. 1, pp.155-183

Taylor, John (1993) "Discretion Versus policy Rules in Practice", en *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy* n. 39, pp. 195-214

----- (1999) "A Historical Analysis of Monetary Policy Rules", en John Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*, Chicago, National Bureau of Economic Research, pp. 319-341

----- (2000) "Using Monetary policy Rules in Emerging Market Economies" en Banco de México, *Stabilization and Monetary policy: The International Experience (75th Anniversary Seminar)*, pp. 441-457.

Torres, Alberto (2002) "Un Análisis de las Tasas de Interés en México a través de la Metodología de Reglas Monetarias", México D.F., Banco de México, Documento de Investigación No. 2002-11.