

monetaria

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

VOLUMEN XXIII, NÚMERO 3, JULIO-SEPTIEMBRE

2000

CEMLA

ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et votum*) y Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO

Presidente: Banco Central de la República Argentina, 1998-2000 □

Miembros: Banco de México, permanente □ Banco Central del Ecuador, 1998-2002 □ Banco de la República de Haití, 1996-2000 □ Banco Central de la República Dominicana, 1998-2002.

AUDITORÍA EXTERNA

Banco de México

PERSONAL DIRECTIVO

Director general: Sergio Ghigliazza García □ **Subdirector general:** Luis-Alberto Giorgio Burzilla □ *Directora de Capacitación:* Jimena Carretero Gordon □ *Director de Relaciones internacionales:* Juan-Manuel Rodríguez Sierra

monetaria

VOLUMEN XXIII, NÚMERO 3, JULIO-SEPTIEMBRE DE 2000

Marco Baquero Latorre

245 Dolarización en América Latina: una cuantificación de las elasticidades de sustitución entre monedas

Juan Carlos Pérez-Velasco Pavón

265 La demanda de billetes y monedas para países en desarrollo: el caso de México

Reginald Darius

Oral Williams

297 Un examen de la hipótesis de la paridad del poder adquisitivo en un entorno de baja inflación

Jorge Enrique Restrepo Londoño

315 Reglas monetarias en una economía pequeña y abierta

Anston Rambarran

339 Competencia e impugnabilidad bancarias en Trinidad y Tabago

Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el criterio del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.

Marco Baquero Latorre

Dolarización en América Latina: una cuantificación de las elasticidades de sustitución entre monedas

I. INTRODUCCIÓN

El estudio de los fenómenos de *sustitución de moneda* o, en sentido amplio, de dolarización,¹ cobraron importancia hacia fines de la década de los setenta, cuando se abandonó el sistema de tipos de cambio fijos y se adoptaron sistemas cambiarios flexibles. La literatura sobre *sustitución de moneda* sostiene que la demanda de saldos reales domésticos y extranjeros dependerá de los rendimientos esperados de cada tipo de moneda. La im-

¹ Un concepto amplio es el propuesto por Calvo y Végh (1992), quienes señalan que la dolarización es cualquier proceso en donde el dinero extranjero reemplaza al dinero doméstico en cualquiera de sus tres funciones. Otra distinción que se hace dentro del tema de dolarización es, entre *sustitución de moneda* y *sustitución de activos*. La primera se refiere a fenómenos de sustitución de moneda debido a motivos de transacción; mientras que la sustitución de activos resulta de consideraciones de riesgo y rentabilidad de los activos domésticos y extranjeros.

Publica el CEMLA, con la debida autorización, la ponencia presentada por M. Baquero Latorre, economista, de la Dirección General de Estudios, del Banco Central del Ecuador, en la IV Reunión de la Red de investigadores de bancos centrales del Continente Americano, celebrada en Santiago de Chile, el 20 y 21 de octubre de 1999. El autor agradece los comentarios y sugerencias de sus compañeros del Departamento de Investigaciones Económicas. Las opiniones expresadas son de M. Baquero Latorre, ninguna responsabilidad deberá atribuirse por ellas al banco central.

plicación de esta hipótesis es que, el grado de sustitución entre monedas aumentará cuando se tienen tipos de cambio flotantes, pues bajo este régimen el riesgo cambiario es mayor y, por lo tanto, también el de mantener moneda nacional. Así, bajo un contexto de *sustitución de moneda* en sentido estricto, la demanda de dinero doméstico se torna aun más sensible ante cambios en el costo de oportunidad relativo de las monedas. Entonces el argumento clásico (mayor independencia de la política monetaria) para la adopción de un sistema cambiario flexible, se ve debilitado cuando la elasticidad de sustitución entre monedas es alto. En la misma dirección, Almansí (1991) demuestra como una economía con perfecta *sustitución de monedas* y tipo de cambio flotante, el nivel general de precios (P) queda indeterminado, debido a las decisiones aleatorias de recomposición de cartera de los agentes, por lo cual el sistema cambiario adecuado es el tipo de cambio fijo.²

Sin embargo, de esta conclusión a favor de un sistema de tipo de cambio fijo, bajo un entorno de *sustitución de activos*, puede ser adecuado un sistema cambiario flexible. El argumento es que la *sustitución de activos*, a diferencia de la *sustitución de monedas*, no tiene que afectar necesariamente a la demanda de dinero en su definición más estrecha, puesto que la sustitución de activos es el resultado de las decisiones de los agentes económicos en cuanto a la composición de su cartera de inversión (es decir, activos domésticos y/o extranjeros), en función de consideraciones de riesgo y rentabilidad. Así, la posibilidad de diversificar el portafolio entre inversiones en moneda nacional y extranjera en la banca local o depósitos en divisas en el extranjero, genera una mayor movilidad del capital, haciendo a estas alternativas de inversión buenos sustitutos, lo cual genera un vínculo estrecho entre las distintas tasas de interés. Este vínculo entre las tasas de interés (domésticas y extranjeras) dificulta a la autoridad monetaria su gestión, por ejemplo, el control de las tasas de interés nacionales. Así, al adoptar un tipo

² Si se supone un mercado monetario que coexiste con dos monedas; la ecuación que equilibra este mercado es: $M + EF = mP$. Donde M es la oferta monetaria nominal doméstica, E representa el tipo de cambio nominal, F son los saldos reales en moneda extranjera, m es la demanda doméstica por saldos reales y P el nivel general de precios. Despejando P y utilizando la ecuación del tipo de cambio real $E = eP$, donde e se refiere al tipo de cambio real, se obtiene que $P = M/(m - eF)$. Entonces bajo un sistema cambiario flexible, fijar la cantidad nominal de dinero doméstico (M) por parte del banco central ya no es suficiente para fijar P , pues su comportamiento dependerá también de las decisiones de los agentes para mantener saldos reales en moneda extranjera (F), las que no están bajo el control de la autoridad monetaria. (Almansí, 1991).

de cambio flexible, se permite mayor independencia en el manejo de la política monetaria (Baliño, Bennett y Borensztein, 1997).

Las implicaciones de política de la dolarización son cuatro: *i*) el efecto de la sustitución de moneda sobre la estabilidad de la demanda de dinero. Miles (1978), Girton y Roper (1981) y McKinnon (1982), entre otros, encuentran que una economía en la que coexistan dos monedas bajo un sistema de tipo de cambio fijo los cambios en las expectativas de devaluación o en la tasa de interés internacional generan inestabilidad en la demanda de dinero doméstico, por lo que, un régimen de ancla monetaria no sería adecuado; *ii*) sustitución de moneda y tipo de cambio real, sobre este punto Calvo y Rodríguez (1977) concluyen que ante un aumento de la tasa de crecimiento del dinero se produce, una depreciación del tipo de cambio real.³ Leviatan (1981) encuentra el resultado opuesto. Finalmente, Calvo (1985), encuentra que el efecto de un cambio en la política monetaria sobre el tipo de cambio real depende de las magnitudes de las elasticidades de sustitución entre monedas y de la elasticidad de sustitución entre la preferencia por liquidez o por consumir; *iii*) sustitución de moneda y financiamiento del gobierno a través del impuesto inflación: la presencia de sustitución de moneda aumenta la elasticidad de la demanda de dinero respecto de la inflación esperada, por lo tanto, a mayor inflación esperada, aumenta la demanda por saldos reales extranjeros y consecuentemente el gobierno pierde señoreaje debiendo aumentar el impuesto inflación, que será mayor que en una situación sin dolarización (Rojas-Suárez, 1992); y *iv*) dolarización y el sistema bancario: Mishkin (1999) y Calvo y Végh (1992) sostienen que, frente a un elevado grado de dolarización del crédito, la devaluación de la moneda deteriora los balances de las empresas y bancos con los consecuentes efectos el sistema bancario y la actividad económica.

Varios países latinoamericanos⁴ muestran elevados niveles de dolarización en los depósitos en el sistema bancario (ver Anexo); a pesar de que en varios de ellos se han ejecutado exitosos pro-

³ Un aumento de una sola vez en la tasa de crecimiento del dinero, reduce los saldos reales domésticos, y altera los *stocks* de saldos reales domésticos y extranjeros. La única forma de aumentar el *stock* de saldos extranjeros es a través de desequilibrios en la cuenta corriente (un superávit), lo cual requiere de una depreciación del tipo de cambio real.

⁴ Calvo y Rodríguez (1977), Ortiz (1983), Canto (1985), Ramírez Rojas (1985), Márquez (1987), Melvin (1988), Cuddington (1989) entre otros investigan los determinantes de la sustitución de moneda en los países menos desarrollados.

gramas de estabilización, el grado de dolarización no se ha reducido.⁵ Un ejemplo de este fenómeno se observa en Uruguay, Argentina, Perú y Bolivia. En el caso del Ecuador, la tendencia de los depósitos en moneda extranjera respecto del agregado monetario amplio M_2 muestra un comportamiento explosivo a partir de 1994, para alcanzar en 1999 un valor de alrededor de 35%.⁶ Entre los factores que explican los fenómenos de dolarización en los países latinoamericanos se consideran factores tales como: la inestabilidad macroeconómica, escaso desarrollo de los mercados financieros, falta de credibilidad en los programas de estabilización, globalización de la economía, países con historial de alta inflación (en ellos se observa que, durante las fases iniciales de la dolarización, la moneda extranjera es utilizada como depósito de valor y unidad de cuenta, mientras que en las etapas últimas, es decir, hiperinflaciones, es utilizada como medio de cambio). Los factores institucionales (es decir, eliminación de las restricciones a la tenencia de moneda extranjera en el sistema financiero, reducción de los controles al movimiento del capital, etc.) han jugado un papel importante en los procesos de dolarización en los países menos desarrollados (Savastano, 1992).

Una revisión detallada de los modelos utilizados para investigar el fenómeno de la sustitución de moneda presenta Giovannini y Turtelboom (1992), quienes los clasifican en tres tipos: *i*) los modelos de *Cash in Advance*, *ii*) los modelos de Costos de Transacción, y *iii*) los modelos *ad hoc*. En síntesis, los modelos de *Cash in Advance* sirven para explicar el uso de distintas monedas como unidades de cambio, pero no como depósito de valor. En estos modelos la sustitución de moneda se analiza suponiendo que los agentes consumen bienes domésticos (C) y extranjeros (C^*) y para consumir cada uno de estos, requieren contar con saldos de moneda nacional (m/p) y extranjera (m^*/p^*), respectivamente. Cuando C y C^* son altamente sustituibles, la elasticidad de sustitución entre m/p y m^*/p^* es

⁵ En la literatura sobre sustitución de moneda a este fenómeno se le denomina "histéresis". Uribe (1994), Guidotti y Rodríguez (1991), Calvo y Végh (1992), entre otros estudian este fenómeno.

⁶ Ante la situación de inestabilidad cambiaria y monetaria observada en los primeros meses del año en curso, que derivó en la contracción artificial y temporal de una porción del *stock* de los medios de pago con el propósito de atenuar las presiones de demanda sobre la divisa norteamericana y del nivel de precios, pudo haber contribuido, a través de una recomposición de las tenencias de moneda doméstica y extranjera de los agentes económicos, a un aumento en el nivel de dolarización.

alta, lo cual aumenta la volatilidad del tipo de cambio nominal.⁷

Los modelos de Costo de Transacción explican la tenencia de saldos reales por motivos de depósito de valor: los agentes satisfacen sus requerimientos por liquidez a través de la venta de bonos (domésticos y extranjeros) que mantienen en su portafolio, pero esta transformación de activos (de bonos a dinero) conlleva un costo transaccional, por lo que, mantener saldos reales (domésticos o extranjeros) dentro de la composición del portafolio, permite reducir este costo de transacción. Así, el grado de sustitución entre monedas va a depender fundamentalmente de los costos de transacción de cada moneda. Estos modelos son útiles para explicar fenómenos de dolarización en países en donde los mercados de capitales son poco desarrollados, o en donde no existe la posibilidad de comprar o vender rápidamente y a bajo costo los activos financieros. Si la moneda doméstica se encuentra operando bajo un entorno inflacionario, entonces la tenencia de moneda extranjera se convierte, además, en una opción de inversión líquida deseable.

El objetivo de esta investigación es realizar estimaciones de las elasticidades de sustitución entre monedas, así como también de la composición de saldos domésticos y extranjeros que los agentes económicos mantienen dentro de su función de liquidez. La estimación se realiza en el marco de un modelo de costos de transacción con optimización intertemporal que incluye dinero dentro de la función de utilidad del consumidor. Los países seleccionados, con base en la disponibilidad de información, son Argentina, Bolivia, Chile, Ecuador, Perú y Uruguay.

En la segunda sección se desarrolla el modelo utilizado en la estimación; en la tercera parte se presentan los resultados que muestran elasticidades de sustitución similares para todo el conjunto de países seleccionados. Las estimaciones para la composición de la cartera de activos líquidos, es decir, entre saldos reales domésticos y extranjeros muestran también resultados similares. La cuarta sección concluye.

II. EL MODELO

Existen tres enfoques⁸ para justificar la inclusión de saldos reales en la función de utilidad. Uno de estos enfoques es el denomi-

⁷ Kareken y Wallace (1981), encuentran que la presencia de sustitución de moneda produce indeterminación del tipo de cambio nominal, o sea, equilibrios múltiples.

⁸ El primer enfoque es suponer que el dinero genera utilidad directa al consumi-

nado Modelos de Costo de Transacción, que suponen que el dinero proporciona servicios de liquidez que facilitan el consumo y por lo tanto, generan utilidad al consumidor, pues reducen los costos de transacción.

El modelo estimado incorpora al dinero dentro de la función de utilidad del consumidor⁹ bajo el argumento planteado por el modelo de Costos de Transacción. La forma de incorporar los saldos reales en la función de utilidad es a través de la función de servicios de liquidez (X_t) proporcionados por el dinero. La función descrita se expresa a través de una forma funcional tipo CES¹⁰ que permite estimar conjuntamente: *i*) la elasticidad de sustitución entre moneda nacional y extranjera (σ), que indica la sensibilidad de cómo los agentes sustituyen moneda doméstica por extranjera, ante un cambio en el precio relativo de las dos monedas (es decir, el tipo de cambio nominal e_t), y *ii*) la composición de los saldos reales domésticos y foráneos (α y $1 - \alpha$), dentro de la función de liquidez del consumidor (X_t).

En donde:

$$X_t = \gamma \left[\alpha \left(\frac{m_t}{p_t} \right)^{-\rho} + (1 - \alpha) \left(\frac{m_t^*}{p_t^*} \right)^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}}$$

con $1 < \alpha < 0$; $-1 < \rho < \infty$, $\rho \neq 0$; $\gamma > 0$ $\sigma = \frac{1}{1 + \rho}$.

La forma funcional para la función de utilidad que se eligió en razón de la falta de información sobre series de consumo para algunos de los países seleccionados, fue la lineal separable entre consumo y servicios de liquidez ($U_t = c_t + X_t$).

El problema del consumidor es decidir cuanto consumir¹¹ (c_t), cuanto ahorrar, a través de la tenencia de un bono extranjero (b_t^*) y cual debe ser la composición de sus tenencias de saldos reales domésticos y extranjeros (m_t/p_t y m_t^*/p_t^*) de forma que

midor (Sidrausky, 1967); el segundo enfoque sostiene que existen costos de transacción y las tenencias de dinero reducen estos costos de transacción (Baumol, 1952; Tobin, 1956; Clower, 1967; Kiyotaki y Wright, 1989); el tercer enfoque considera al dinero como cualquier otro activo que es usado para transferir recursos intertemporalmente (Samuelson, 1958).

⁹ Holman (1998), hace un detallado estudio de los modelos que incluyen dinero en la función de utilidad, encontrando evidencia a favor de los servicios de liquidez del dinero tienen para proporcionar utilidad al consumidor.

¹⁰ Constant Elasticity of Substitution.

¹¹ La variable de consumo se refiere a un concepto agregado, lo cual incluye tanto a los bienes domésticos (c), como a los bienes importados (c^*).

maximice la sumatoria de las utilidades descontadas durante su período de vida.

El modelo plantea un problema estocástico de optimización intertemporal y se diferencia de los modelos de portafolio en donde, en lugar de estimar directamente las demandas de dinero; estos se derivan a partir de principios microeconómicos y permiten, a partir de ecuaciones de Euler, estimar los parámetros “fundamentales” del problema de optimización del consumidor. Bufman y Leiderman (1993) e Imrohorglu (1994) presentan aplicaciones de este tipo de modelos para los casos de Canadá e Israel.

El problema *general* que se plantea al consumidor es el que se señala a continuación:

$$(1) \quad \text{MAX} \quad E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t \left(c_t, \frac{m_t}{p_t}, \frac{m_t^*}{p_t^*} \right)$$

$$(1') \quad \text{s. a.} \quad c_t + \frac{m_t}{p_t} + \frac{m_t^*}{p_t^*} + b_t^* = y_t + \frac{m_{t-1}}{p_t} + \frac{m_{t-1}^*}{p_t^*} + (1+r_{t-1})b_{t-1}^*$$

para simplificar la notación se hace: $\frac{m_t}{p_t} = h_t$ y $\frac{m_t^*}{p_t^*} = h_t^*$.

Donde β = es el factor de descuento intertemporal subjetivo e indica el grado de impaciencia por consumir; E_t = operador de expectativas en el momento t ; r_t = rendimiento real del bono b_t^* , libre de riesgo; Y_t = dotación de ingresos del consumidor en cada período (variable exógena).

Las condiciones de primer orden generales que maximizan la utilidad del consumidor son:

$$(2) \quad \frac{\partial U_t}{\partial m_t} = 0 \quad \beta E_t [U_{c(t+1)} \frac{P_t}{P_{t+1}}] + U_{h(t)} = U_{c(t)}$$

$$(3) \quad \frac{\partial U_t}{\partial m_t^*} = 0 \quad \beta E_t [U_{c(t+1)} \frac{P_t^*}{P_{t+1}^*}] + U_{h(t)^*} = U_{c(t)}$$

$$(4) \quad \frac{\partial U_t}{\partial b_t^*} = 0 \quad \beta (1 + r_t) E_t [U_{c(t+1)}] = U_{c(t)}$$

La ecuación (2) indica que el consumidor estaría indiferente en el margen, entre consumir hoy una unidad ($U_{c(t)}$) y la utilidad marginal esperada y descontada del consumo que obtendrá en $t + 1$ por decidir no consumir en t sino mantener saldos

reales; más la utilidad marginal (es decir, reducción en los costos de transacción) que genera el dinero doméstico ($U_{h(t)}$). La ecuación (3) tiene una interpretación similar a (2), pero para las tenencias de moneda extranjera. La ecuación (4), indica que la utilidad marginal del consumo en $t(U_{c(t)})$ es igual a la utilidad marginal del consumo esperada en $t + 1$, que se obtendría si se decide invertir en un bono en el período t .

Para la estimación econométrica del modelo y estimar los parámetros de interés, se deben utilizar las formas fusionales, antes mencionadas. Entonces el problema específico a resolver es el siguiente:

$$(5) \quad \text{MAX} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t \left\{ c_t + \gamma \left[\alpha \left(\frac{m_t}{p_t} \right)^{-\rho} + \left(1 - \alpha \right) \left(\frac{m_t^*}{p_t^*} \right)^{-\rho} \right] \right\}^{-\frac{1}{\rho}}$$

$$(6) \quad \text{s.a.} \quad c_t + \frac{m_t}{p_t} + \frac{m_t^*}{p_t^*} + b_t^* = y_t + \frac{m_{t-1}}{p_t} + \frac{m_{t-1}^*}{p_t^*} + (1 + r_{t-1})b_{t-1}^*$$

Una vez que se resuelve para c_t en la ecuación (6), se efectúa el reemplazo en (5) y así se pueden derivar las ecuaciones de Euler que nos permitirán estimar los parámetros de interés.

$$(7) \quad \beta(1 + r_t) = 1$$

$$(8) \quad \gamma \alpha \left[\alpha \left(\frac{m_t}{p_t} \right)^{-\rho} + (1 - \alpha) \left(\frac{m_t^*}{p_t^*} \right)^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}-1} \left(\frac{m_t}{p_t} \right)^{-\rho-1} + \beta E_t \left(\frac{p_t}{p_{t+1}} \right) = 1$$

$$(9) \quad \gamma (1 - \alpha) \left[\alpha \left(\frac{m_t}{p_t} \right)^{-\rho} + (1 - \alpha) \left(\frac{m_t^*}{p_t^*} \right)^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}-1} \left(\frac{m_t^*}{p_t^*} \right)^{-\rho-1} + \beta E_t \left(\frac{p_t^*}{p_{t+1}^*} \right) = 1$$

Para realizar la estimación econométrica de las ecuaciones (7)-(9), es necesario contar con un término de error estocástico (ε_t), que resulta de igualar cada ecuación del sistema a ese término de error. Luego de efectuar transformaciones algebraicas¹² a (8) y (9) y, usando el concepto de paridad de poder de compra en la ecuación (9), es decir, el tipo de cambio nominal

¹² La ecuación (11) se obtiene multiplicando y dividiendo la (8) por el término (m_t^*/p_t^*) . La ecuación (12) surge de, pasar los segundos términos del lado izquierdo de las ecuaciones (8) y (9) hacia el derecho y luego dividir la ecuación (8) en (9).

es la relación entre dos precios $e_t = p_t/p_t^*$ las ecuaciones que se estiman finalmente son las siguientes:

$$(10) \quad \beta(1 + r_t) - 1 = \varepsilon_1$$

$$(11) \quad \gamma \alpha \left[\alpha \left(\frac{m_t}{\frac{p_t}{m_t^*}} \right)^{-\rho} + (1 - \alpha) \right]^{\frac{1}{\rho}-1} \left(\frac{m_t}{\frac{p_t}{m_t^*}} \right)^{-\rho-1} + \beta \left(\frac{p_t}{p_{t+1}} \right) - 1 = \varepsilon_2$$

$$(12) \quad \alpha \left[1 - \beta \left(\frac{p_t}{p_{t+1}} \right) \left(\frac{e_{t+1}}{e_t} \right) \right] \left(\frac{m_t}{\frac{p_t}{m_t^*}} \right)^{-\rho-1} - (1 - \alpha) \left[1 - \beta \left(\frac{p_t}{p_{t+1}} \right) \right] = \varepsilon_3$$

Por lo tanto, los parámetros de interés que surgen al estimar el sistema de ecuaciones Euler (10)-(12) son: β , α , γ , ρ .

III. DATOS UTILIZADOS Y TÉCNICA ECONÓMETRICA

La fuente de la información utilizada son las estadísticas mensuales del Fondo Monetario Internacional¹³ y publicaciones de los bancos centrales de los países seleccionados. El periodo de estimación comprende, dependiendo de la disponibilidad de información del país, desde 1981 hasta 1998. Las variables de saldos reales domésticos (m_t/p_t) se construyó utilizando la definición de medio circulante M_1 ¹⁴ corregido por el Índice de Precios al Consumidor (p_t). Los saldos reales de moneda extranjera (m_t^*/p_t^*) se obtienen –dadas las limitaciones de información sobre billetes y monedas extranjeras en circulación, depósitos *off shore* y depósitos en el exterior– a partir de la información sobre depósitos en moneda extranjera mantenidos por los residentes en el sistema financiero nacional. Las series son deflactadas por el índice de precios al consumidor de Estados Unidos (p_t^*).

Para modelar el problema de maximización de la utilidad de un agente representativo, las variables de saldos reales están expresadas en términos per cápita. La variable de tipo de cam-

¹³ IFS CD-ROM (diciembre de 1998).

¹⁴ El M_1 está compuesto por los billetes y monedas en circulación más los depósitos monetarios.

bio nominal (e_t) corresponde al tipo de cambio promedio mensual de la cotización en el mercado de cambios. La tasa de interés utilizada para el bono extranjero (b_t^*) corresponde a la tasa de interés de tres meses de los bonos del tesoro de Estados Unidos, la cual se la considera como una inversión de cero riesgo.

El método utilizado para la estimación econométrica es el Método Generalizado de Momentos¹⁵ (GMM), que permite hacer estimaciones no lineales a través del uso de variables instrumentales, por lo tanto, apropiado para estimar el sistema no lineal de ecuaciones de Euler o condiciones de ortogonalidad.

El proceso del Método Generalizado de Momentos consiste en estimar un vector de parámetros desconocidos (β), a través de la minimización de la "condición de ortogonalidad", respecto del vector β . Johnston y Dinardo (1997) presentan un ejemplo simple de la aplicación de este método: supóngase que se quiere estimar la siguiente regresión lineal $y = X\beta + e$; donde el término de error e se distribuye con media cero y varianza constante. Si se supone que la regresión se especificó correctamente, entonces debe cumplirse la siguiente "condición de ortogonalidad": $E(X'e) = 0$. La condición de ortogonalidad muestral puede escribirse como $1/n E[X'(y - X\hat{\beta})] = 0$. Se puede observar que la condición ortogonal es función de las variables de datos (y, X) así como también del vector de parámetros β desconocido. Entonces el criterio para obtener el vector de parámetros incógnitas β es tal que este vector, satisfaga la condición de ortogonalidad antes mencionada. El vector $\hat{\beta}$ que satisface la condición de ortogonalidad es por lo tanto: $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$. Si el supuesto $E(X'e) = 0$ no es satisfecho, entonces el estimador $\hat{\beta}$ calculado vía OLS será inconsistente, por lo que puede ser conveniente utilizar el método de variables instrumentales.¹⁶ Las condiciones para asegurar que el vector de parámetros estimados a través de GMM con variables instrumentales sean fuertemente consistentes, asintóticamente normales y eficientes son dos: i) el conjunto de variables utilizadas como instrumentos

¹⁵ Pérez (1998) presenta una descripción del método GMM y mediante simulaciones de Montecarlo analiza las propiedades de los estimadores cuando las muestras son pequeñas. Para un tratamiento econométrico del método GMM ver Johnston y Dinardo (1997).

¹⁶ Las variables instrumentos deben elegirse de forma que se correlacionen con la matriz de variables X , pero que no sean correlacionadas con el término de error e .

deben ser estacionarias, y *ii*) estacionariedad de las variables que conforman las ecuaciones de Euler a estimar (Hansen, 1982).

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria,¹⁷ mediante la prueba Aumentado de Dickey Fuller y Phillip Perron para el conjunto de países, presentan evidencia de no estacionariedad en las variables de saldos reales relativos $(m_t/p_t)/(m_t^*/p_t^*)$ en Argentina, Chile, Perú y Ecuador, y en la tasa de interés real del bono (r_t). Para el resto de variables, p_t/p_{t+1} , e_{t+1}/e_t se rechazó la hipótesis nula de raíz unitaria.

IV. RESULTADOS ENCONTRADOS

La estimación de los parámetros del sistema de ecuaciones de Euler, ecuaciones (8)-(10), se muestran en el cuadro 1.

Cabe indicar que para Argentina y Bolivia los períodos de estimación utilizados son posteriores a los períodos hiperinflacionarios. Para el caso de Perú, el período muestral incluye los períodos de hiperinflación (1988-90).

Para juzgar la magnitud de la sustitución de moneda en los países analizados, en función de los parámetros estimados, se debe considerar la elasticidad de sustitución entre monedas (σ) y la composición de saldos reales domésticos y extranjeros ($1 - \alpha$).

Las estimaciones muestran, en general, que con excepción de Chile y Perú, todos los países tienen una composición de la demanda de saldos reales doméstico (α) y extranjero ($1 - \alpha$) similares, de alrededor de 50%. En términos del tipo de modelo estimado, este resultado sugiere a primera vista que ambas monedas generan utilidad al consumidor, pues reducen los costos transaccionales mediante la cartera de activos líquidos. En Chile y Perú, por el contrario, se observa una baja importancia de la moneda extranjera; la participación de la moneda extranjera es de 6 y 9%, respectivamente.

Las elasticidades de sustitución entre monedas (σ) muestran en todos los casos valores menores a uno que indican cierta inelasticidad de los saldos reales relativos domésticos $(m_t/p_t / m_t^*/p_t^*)$ ante cambios en su precio (p_t/p_t^*) . El rango de las elasticidades estimadas se encuentra entre 0.41 y 0.62.¹⁸ Estos resultados podrían estar relacionados con la estabilidad o inestabili-

¹⁷ Los resultados de las pruebas están disponibles previa solicitud al autor.

¹⁸ Imrohoroğlu (1994) encuentra para Canadá una elasticidad de sustitución de monedas de 0.30. Bufman y Leiderman (1993) estiman para Israel un rango de elasticidades comprendido entre 2.7 y 3.8.

CUADRO 1. ESTIMACIONES GMM DE LAS ECUACIONES DE EULER DE PAÍSES LATINOAMERICANOS, 1982-98

	<i>Argentina</i> (1991-98)	<i>Uruguay</i> (1982-98)	<i>Chile</i> (1982-98)	<i>Perú</i> (1982-98)	<i>Bolivia</i> (1986-98)	<i>Ecuador</i> (1986-98)
Observaciones	91	200	199	200	140	152
β	0.832 (0.0138)	0.835 (0.0369)	0.813 (0.0026)	0.995 (0.0114)	0.857 (0.0079)	0.839 (0.0280)
ρ	1.047 (0.0051)	1.080 (0.0180)	0.618 (0.0088)	1.467 (0.1795)	1.109 (0.0075)	1.001 (0.0123)
∞	0.52 (0.0017)	0.57 (0.0153)	0.94 (0.0034)	0.91 (0.0548)	0.50 (0.0012)	0.52 (0.0075)
$1 - \infty$	0.48	0.43	0.06	0.09	0.50	0.48
γ	0.343 (0.0273)	0.379 (0.0720)	0.214 (0.0031)	0.113 (0.0316)	0.295 (0.0156)	0.346 (0.0551)
σ	0.49	0.48	0.62	0.41	0.47	0.50
<i>C</i> (1) prueba $\alpha = 1$	5.92	10.77	-9.77	2.92	24.84	10.43
<i>J</i> (11) prueba	16.81	30.67	16.81	28.15	16.96	22.61

NOTAS: Entre paréntesis se presenta la desviación estándar. El crítico de χ^2 , con 1 y 11 grados de libertad, para un nivel de significación de 5% es 3.841 y 19.675. El crítico de χ^2 , con 1 grado de libertad, para un nivel de significación de 10% es 2.706.

dad de la demanda de dinero doméstica: una alta elasticidad de sustitución entre monedas podría producir demandas de dinero inestables, a través de recomposiciones súbitas de los saldos de dinero doméstico y extranjero. En otras palabras, la sensibilidad de la demanda de dinero aumenta ante mayores expectativas de devaluación o de inflación, lo cual puede reflejarse a través de una alta elasticidad de sustitución de monedas. Sin embargo, la evidencia empírica sobre estabilidad de la demanda de dinero en algunos países latinoamericanos como Argentina, Ecuador, Perú y Chile, muestran, para distintos períodos, la existencia de demandas de dinero doméstico estables,¹⁹ lo cual sugiere, en principio, que la elasticidad de sustitución entre monedas no sería lo suficientemente alta como para afectar la estabilidad de los saldos reales domésticos en estos países.

¹⁹ Para el caso de Argentina ver Ahumada (1992) y Choudry (1995). En Perú ver Quispe (1998), para Ecuador ver Nazmi (1998), Baquero, Lafuente y Valle (1998), para Chile ver Herrera y Vergara (1992).

La magnitud de las elasticidades de sustitución de monedas encontradas, junto con la evidencia de demandas de dinero estables para los países latinoamericanos, sugiere que los países seleccionados se caracterizarían más bien por fenómenos de *sustitución de activos*, en lugar de *sustitución de monedas*: Baliño, Bennett y Borensztein (1997) sostienen que la *sustitución de activos*, a diferencia de la *sustitución de monedas*, no tiene que afectar necesariamente a la demanda de dinero doméstica, lo cual es consistente con los resultados encontrados sobre demandas de dinero estables y elasticidades de sustitución entre monedas relativamente bajas, además de la presencia de elevados niveles de dolarización en los países latinoamericanos.

Para verificar la importancia que la moneda extranjera tiene dentro de función de liquidez (X_l), se examinó la hipótesis nula $H_0: \alpha = 1$, a través de la *prueba-C*,²⁰ adecuado para efectuar pruebas de hipótesis al vector de parámetros estimados mediante formas funcionales no lineales. Los resultados de la prueba rechazaron la hipótesis nula para Argentina, Ecuador, Uruguay y Bolivia, confirmando la importancia de los saldos reales extranjeros en la función de utilidad del consumidor. No se pudo rechazar la nula para el caso de Chile y Perú, el cual es un resultado consistente con los reducidos valores de las estimaciones de las participaciones de los saldos en moneda extranjera.

El sistema de tres ecuaciones de Euler se estimó a través del un vector de cinco variables instrumentales, lo que implica estimar un total de 15 condiciones de ortogonalidad, valor superior al número de parámetros estimados (cuatro parámetros), por lo que el sistema puede estar sobreidentificado. Es decir, algunas de las condiciones de ortogonalidad "sobrantes", no serían satisfechas por lo que habría indicios de error en la especificación del modelo, error en la medición de alguna variable o en el conjunto de variables instrumentales utilizadas (Holman, 1998; y Eichenbaum, Hansen y Singleton, 1988). Para examinar la sobreidentificación del sistema estimado se efectuó el denominado *prueba-J*,²¹ bajo la hipótesis nula de que las condiciones de ortogonalidad "sobrantes", se cumplen. Los resultados obtenidos presentan resultados mixtos: para un nivel de signifi-

²⁰ Ver el apéndice C de Eichenbaum, Hansen y Singleton (1988). El estadístico se obtiene calculando la diferencia entre el valor minimizado de la función objetivo (es decir, las condiciones de ortogonalidad) en el modelo restringido ($\alpha = 1$) y no restringido. El estadístico se distribuye como una Chi-cuadrado (χ^2) con un número de grados de libertad igual al número de restricciones evaluadas.

²¹ Ver Johnston y Dinardo (1997).

cación del 5%, en Argentina, Uruguay y Bolivia no se pudo rechazar la nula. Para el resto de países esta fue rechazada.

Por último, los valores estimados para el factor subjetivo de descuento (β), que capturan la impaciencia por consumir muestran, con excepción de Perú ($\beta = 0.995$), valores levemente superiores a 0.8. Estos resultados no están en línea con la evidencia empírica presentada en otras investigaciones que indican que el valor de β es cercano a uno o ligeramente mayor que uno;²² sin embargo, estos resultados surgen de estudios hechos para países desarrollados. Los valores encontrados para Latinoamérica (países en vías de desarrollo) indican que estos últimos se caracterizarían por una mayor impaciencia en el consumo, en comparación con los países más desarrollados.

V. RESUMEN Y CONCLUSIONES

Varios países latinoamericanos muestran elevados niveles de dolarización en los depósitos en el sistema bancario doméstico, a pesar de que en varios de ellos se han ejecutado exitosos programas de estabilización, el grado de dolarización no se ha reducido. En esta investigación se cuantificó el grado de sustitución entre moneda doméstica y extranjera, como complemento a los indicadores tradicionalmente utilizados para medir el grado de dolarización de una economía (es decir, depósitos en moneda extranjera respecto del agregado monetario amplio M_2). La estimación de las elasticidades de sustitución entre monedas se realizó mediante un modelo de costo de transacción de optimización intertemporal que incluye dinero dentro de la función de utilidad del consumidor. El método econométrico utilizado fue el Método Generalizado de Momentos (GMM), que permite realizar estimaciones no lineales a través del uso de variables instrumentales, por lo tanto, apropiado para estimar el sistema no lineal de ecuaciones de Euler o condiciones de ortogonalidad.

Los resultados encontrados muestran, en general, que con excepción de Chile y Perú, todos los países tienen una composición de las demandas de saldos reales doméstico y extranjero similares, de alrededor de 50%. Este resultado sugiere a primera vista que ambas monedas generan utilidad al consumidor a través de reducir los costos transaccionales mediante la cartera de activos líquidos. En Chile y Perú, por el contrario, se observa

²² Holman (1998), nota de pie de página 19.

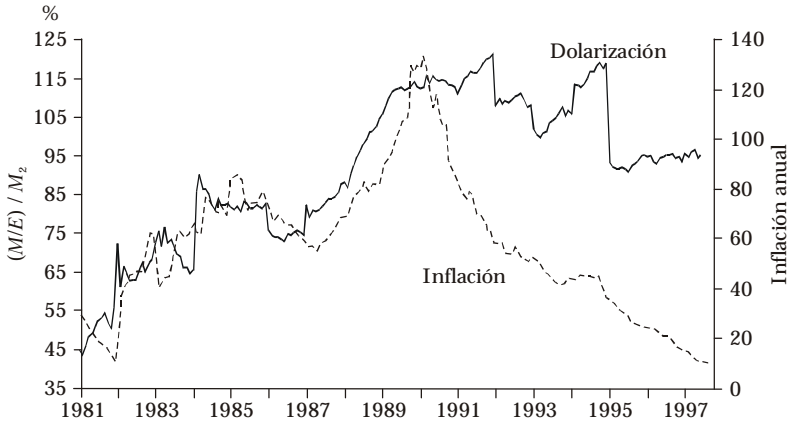
una baja importancia de la moneda extranjera; la participación de la moneda extranjera es de 6 y 9%, respectivamente.

Las elasticidades de sustitución entre monedas (σ) muestran en todos los casos valores menores a uno que indican cierta inflexibilidad de los saldos reales relativos ante cambios en su precio. Estos resultados podrían estar relacionados con la estabilidad de la demanda doméstica por dinero: una alta elasticidad de sustitución entre monedas podría producir demandas de dinero inestables. Sin embargo, la evidencia empírica sobre estabilidad de la demanda de dinero en algunos países latinoamericanos, como Argentina, Ecuador, Chile y Perú, muestran, para distintos períodos, la existencia de demandas de dinero doméstico estables, lo cual sugiere, en principio, que la elasticidad de sustitución entre monedas no sería lo suficientemente alta como para afectar la estabilidad de los saldos reales domésticos en estos países.

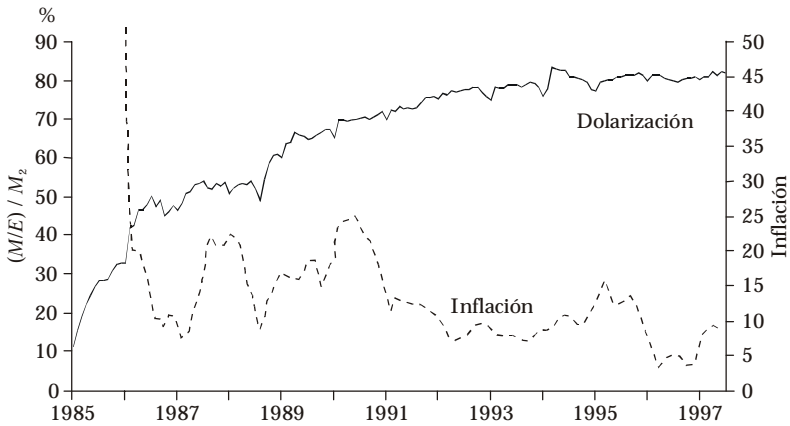
Según el argumento propuesto por Baliño, Bennett y Borensztein (1997), la magnitud de las elasticidades de sustitución de monedas junto con la evidencia de demandas de dinero estables y elevados niveles de dolarización en los países latinoamericanos, sugieren que, los países analizados se caracterizarían por fenómenos de *sustitución de activos*, en lugar de *sustitución de monedas*. Este resultado estaría respaldando el uso de un sistema de tipo de cambio flexible, en lugar de un régimen de tipo de cambio fijo; apropiado para pensar en una política de ancla monetaria.

GRÁFICA A. I. PAÍSES LATINOAMERICANOS: DOLARIZACIÓN E INFLACIÓN

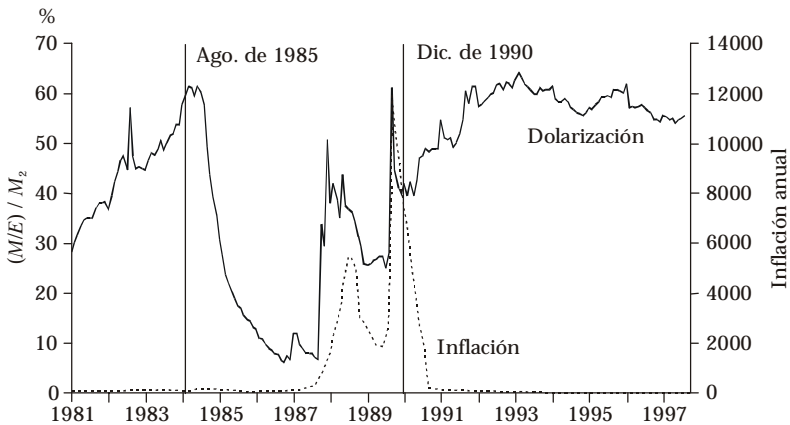
Uruguay, 1981-97



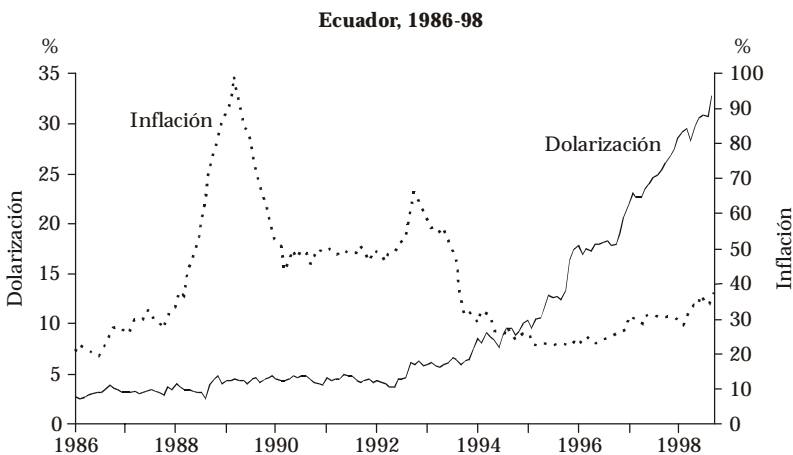
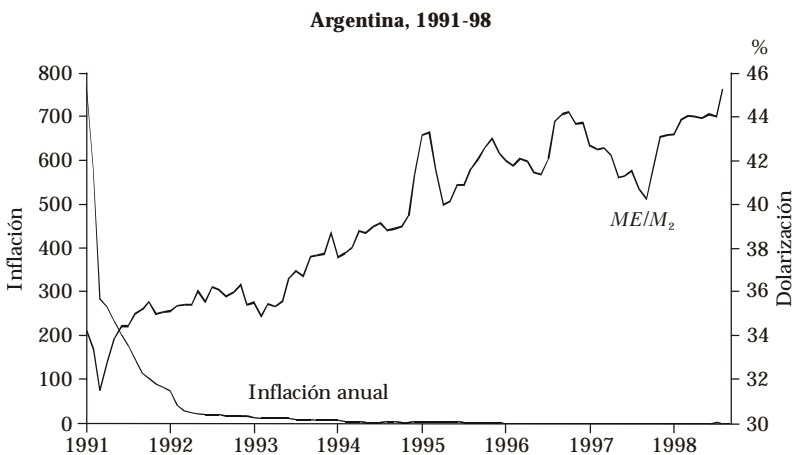
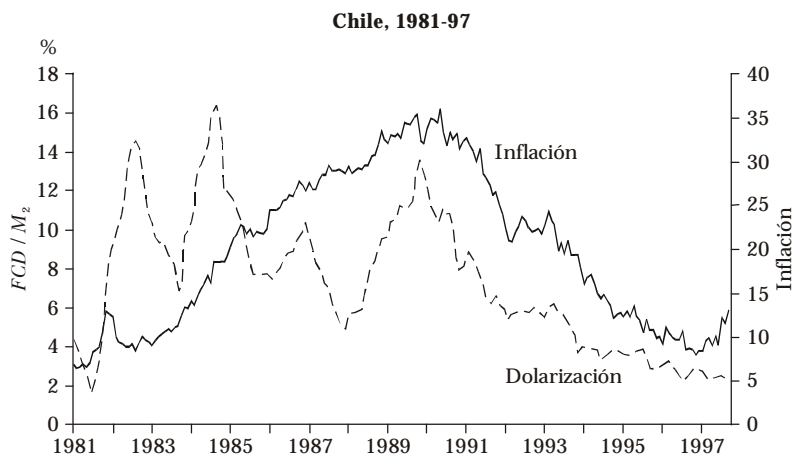
Bolivia, 1985-97



Perú, 1981-97



GRÁFICA A. I (concluye)



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ahumada, H. (1992), "A Dynamic Model of the Demand for Currency: Argentina 1977-1988", *Journal of Policy Modelling*, vol. 14, n° 3.
- Almansi, A. (1997), "Régimen cambiario y estabilidad monetaria", en CEMA (ed.), *Convertibilidad: fundamentación y funcionamiento*, Buenos Aires.
- Baliño, T., A. Bennett y E. Borensztein (1997), *Monetary Policy in Dollarized Economies*, Fondo Monetario Internacional (Occasional Papers, n° 171).
- Baquero, M., D. Lafuente y A. Valle (1998), *Estimaciones de demanda de los principales agregados monetarios en el Ecuador: enero de 1992-junio de 1998*, Banco Central del Ecuador (Notas Técnicas, n° 52).
- Bufman, Gil, y L. Leiderman (1993), "Currency Substitution under Nonexpected Utility: Some Empirical Evidence", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 25, n° 3, agosto, pp. 320-35.
- Calvo, Guillermo (1996a), "A Model of Exchange Rate Determination under Currency Substitution and Rational Expectations", en *Money, Exchange Rates and Output*, MIT Press, Cambridge (Mass.).
- Calvo, Guillermo (1996b), "Currency Substitution and the Real Exchange Rate: The Utility Maximization Approach", en *Money, Exchange Rates and Output*, MIT Press, Cambridge (Mass.).
- Calvo, Guillermo (1996c), "From Currency Substitution to Dollarization and Beyond: Analytical and Policy Issues", en *Money, Exchange Rates and Output*, MIT Press, Cambridge (Mass.).
- Calvo, Guillermo, y C. Végh (1992), "Currency Substitution in Developing Countries: an introduction", *Revista de Análisis Económico*, vol. 7, junio, pp. 29-72.
- Cuddington, J. (1989), "Review of Currency Substitution: Theory and Evidence from Latin America", *Journal of International Money and Finance*, vol. 2, pp. 267-71.
- Eichenbaum, Martin, Lars Hansen y Kenneth Singleton (1988), "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure choice under Uncertainty", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 103, febrero, pp. 51-78.
- Girton, L., y D. Roper (1981), "Theory and Implications of Currency Substitution", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 13, julio, pp. 12-30.

- Hansen, Lars P. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments Estimators", *Econometrica*, vol. 40, julio, pp. 1029-54.
- Herrera, L., y R. Vergara (1992), "Estabilidad de la demanda de dinero, cointegración y política monetaria", *Cuadernos de Economía*, año 29, n° 86, pp. 35-54.
- Holman, Jill A. (1998), "GMM Estimation of a Money in the Utility Function Model: The Implications of Functional Forms", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 30, noviembre, pp. 679-98.
- Imrohroglu, Selahattin (1994), "GMM Estimates of Currency Substitution between the Canadian Dollar and the US Dollar", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 26, n° 4, noviembre, pp. 792-807.
- Johnston, J., y J. Dinardo (1997), *Econometric Methods*, cuarta edición, McGraw-Hill.
- Kareken, J, y N. Wallace (1994), "On the Indeterminacy of Equilibrium Exchange Rates", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 96, pp. 207-22.
- Márquez, J. (1987), "Money Demand in Open Economies: A Currency Substitution Model for Venezuela", *Journal of International Money and Finance*, vol. 6, pp. 167-78.
- McKinnon, R. (1982), "Currency Substitution and Instability in the World Standard", *American Economic Review*, vol. 72, pp. 320-33.
- Melvin, M. (1988), "The Dollarization of Latin America as a Market Enforced Monetary Reform: Evidence and Implications", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 36, pp. 543-58.
- Miles, M. A. (1978), "Currency Substitution, Flexible Exchange Rates, and Monetary Independence", *American Economic Review*, vol. 68, pp. 428-36.
- Nazmi, N. (1998), *Modelos dinámicos de la demanda de dinero para el Ecuador*, Banco Central del Ecuador (Notas Técnicas, n° 50).
- Ortiz, Guillermo (1983), "Currency Substitution in Mexico", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 15, n° 2, mayo, pp. 174-85.
- Pérez, Wilson (1998), *Una aproximación al método generalizado de los momentos y sus limitaciones*, Banco Central del Ecuador (Notas Técnicas, n° 44).
- Quispe, Zenón (1998), "Una aproximación a la demanda de los principales agregados monetarios en el Perú: junio de 1991-mayo de 1997", *Estudios Económicos* (Banco Central de Reserva del Perú), agosto, pp. 9-23.

- Ramírez-Rojas, C. (1985), "Currency Substitution in Argentina, México, and Uruguay", *IMF Staff Papers*, vol. 32, n° 2, mayo, pp. 629-67.
- Rogers, John (1990), "Foreign Inflation Transmission under Flexible Exchange Rates and Currency Substitution", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 22, n° 2, mayo, pp. 195-208.
- Rojas-Suárez, Liliana (1992), "Currency Substitution and Inflation in Perú", *Revista de Análisis Económico*, vol. 7, junio, pp. 29-72.
- Savastano, Miguel A. (1992), "The Pattern of Currency Substitution in Latin America: an overview", *Revista de Análisis Económico*, vol. 7, junio, pp. 29-72.

Juan Carlos Pérez-Velasco Pavón

La demanda de billetes y monedas para países en desarrollo: el caso de México

I. INTRODUCCIÓN

En los modelos desarrollados en la literatura económica sobre la demanda de dinero líquido,¹ se ha supuesto tradicionalmente que los individuos (familias o empresas) tienen a su disposición por lo menos un activo sustituto del dinero como almacén de valor. Es así, que bajo contextos tanto determinísticos como estocásticos, los modelos estudian los diferentes casos a través de los cuales el agente selecciona los niveles óptimos de cada activo incluyendo, por supuesto, su demanda de efectivo.²

¹ Se utilizará en adelante dinero, efectivo y billetes y monedas como sinónimos.

² Existe una muy amplia literatura sobre la forma que puede tomar la demanda de dinero. El modelo original de demanda tipo inventarios, desarrollado en un principio para la determinación de las existencias de bienes o insumos para las empresas, como se puede ver en Star (1962) o Naddor (1966) se asocia a Baumol (1952) y Tobin (1956), el cual, para mayor facilidad puede ser consultado en Barro (1984), McCallum (1989), Dornbusch y Fischer (1994) o en cualquier manual de teoría monetaria. Este modelo se asocia a la demanda por motivo transacción. Asimismo, un conocido modelo sobre la demanda precautoria está en Whallen (1966),

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo elaborado por J. C. Pérez-Velasco Pavón, investigador de la Dirección de Relaciones Externas, del Banco de México. El autor agradece los valiosos comentarios de Federico Rubli, Víctor Fenton, María Elena Pavón Sarrelangue, Federico Forastieri, Burt Siber y Regina Whalesky. De cualquier manera, los posibles errores contenidos en este trabajo son responsabilidad única del autor.

Sin embargo, en países de los llamados emergentes, como es el caso de México, el supuesto de un activo sustituto del dinero, que sea suficientemente líquido como para realizar estrategias de minimización de costos en el corto plazo, pudiera parecer cuestionable. Estos países generalmente carecen de un sistema financiero con gran cobertura, por lo que una importante fracción de la población no tiene oportunidades de disponer de los servicios bancarios básicos. Por ello, el propósito del presente artículo es construir un modelo de demanda de efectivo bajo el escenario de una población dividida en dos sectores: con y sin cuentas bancarias. Ello, al tener en cuenta que la proporción de individuos o familias sin cuentas bancarias puede generar un cambio de gran importancia en la formulación de la demanda agregada de dinero.

El modelo se construye sobre los mismos supuestos que la formulación de la demanda de dinero tipo inventarios –Baumol-Tobin–, la cual considera un individuo que recibe su ingreso al principio de un período de tiempo y un consumo constante. Se escogió esta formulación dado que el modelo Baumol-Tobin es ampliamente conocido, derivado ello de su simplicidad y de su facilidad interpretativa. El artículo se estructura de la siguiente forma: en las secciones II y III se presentan los modelos de demanda de dinero tanto para agentes sin cuentas bancarias como con ellas. A continuación, en el apartado IV, se analizan los determinantes para que los agentes tengan acceso al sistema bancario. Con lo anterior, en la sección V, se determina la demanda agregada por efectivo y se realizan ejercicios de estática comparativa. En la sección VI se hace un ejercicio empírico para el caso de México, con objeto de estudiar la validez del modelo y, finalmente, en el apartado VII, se presentan unas breves conclusiones. Asimismo, se agrega un apéndice que desarrolla el multiplicador monetario con los supuestos del modelo.

II. LA DEMANDA DE DINERO: ESTRATEGIA DE INVENTARIO DE BIENES

El amplio uso del dinero en su forma de billetes y monedas es lo que caracteriza a lo que Jack Weatherfors denomina el *ghetto*

o bien, un modelo aplicado a empresas es el de Miller y Orr (1966). Por último, en cuanto a la denominada demanda especulativa o de cartera, ver Tobin (1958). Estos modelos se pueden considerar como los pioneros de su tipo, salvo el de Whallen, dado que Patinkin ya había realizado trabajos sobre la demanda por precaución, y han sufrido pocas modificaciones –refinamientos– a lo largo del tiempo.

del efectivo.³ Este autor se refiere con esa expresión al segmento de la sociedad que por el bajo nivel de sus ingresos, o bien por cuestiones culturales, no utiliza los servicios del sistema financiero. Por este último motivo, el ahorro de ese segmento del público toma diferentes formas. Estas se presentan a través de la compra de bienes muebles o inmuebles –televisores y aparatos de sonido, compra de animales, terrenos, casas, etc.–, a través de cajas o cooperativas de ahorro y crédito⁴ (cuya influencia sigue siendo muy reducida), mediante las denominadas tandas, vía compra venta de divisas, etc. Es más, todavía es posible encontrar a personas cuyo ahorro es en efectivo.⁵

Empero, todos estos instrumentos de ahorro son a medio y largo plazos. En el corto plazo –en el período que transcurre entre los pagos del sueldo o salario– estos agentes no disponen de ningún activo con características que permitan realizar estrategias de minimización de costos por la tenencia de efectivo. Pueden, en consecuencia, prestar parte de su ingreso a otra persona y disponer por ello de algún beneficio, estrategia que implica un alto riesgo por el límite de tiempo. Pueden también comprar divisas, empero, en el corto plazo es difícil que logren obtener ganancias positivas, a consecuencia del diferencial entre los precios de compra y venta⁶ o bien, ante la existencia de inflación, pueden comprar por adelantado los bienes que van a consumir en el período, y formar con ellos un inventario. Este último caso, que resulta ser el más plausible, es el que se examina a continuación.

1. Los inventarios de bienes como estrategia para disminuir el costo de la tenencia de efectivo

Se asume un individuo que recibe, al principio de un período, su ingreso (S) en términos de su consumo. Dicho período se divide en intervalos (t), donde $t = 0$ es el primero y $t = T$ el último; asimismo, el consumo por intervalo, denotado por (ϕ) se supone constante e igual al ingreso en el período completo

³ Weatherford (1997), p. 279.

⁴ Sobre esto, ver Hubenthal y Gattelet (1999).

⁵ Al respecto, véase From y Maccoby (1973), Lewis (1961), Mansell (1995) y Plattner (1989).

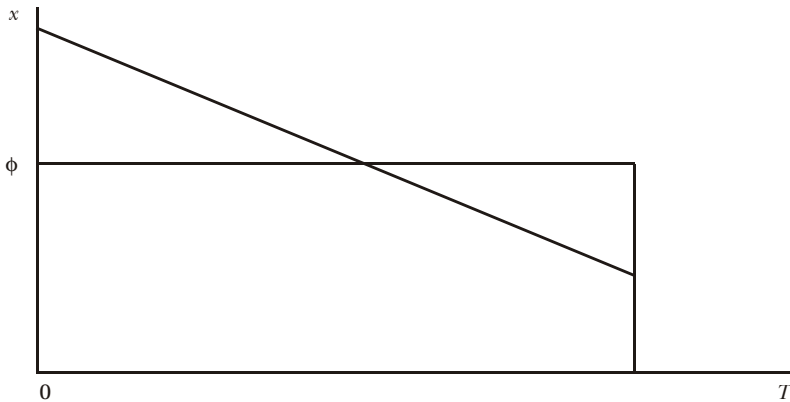
⁶ Se realizó un ejercicio para el caso de México utilizando dólares como activo sustituto; el resultado es que la estrategia de compra-venta de la moneda estadounidense, a muy corto plazo (15 días), generó pérdidas salvo en dos períodos muy cortos a finales de los años ochenta, cuando el mercado presentaba una muy alta volatilidad.

($\phi T = S$). Por su parte, las compras por intervalo se definen como x_t , donde esta variable sigue el siguiente patrón:

$$(1) \quad x_t = a - bt$$

con $a > 0$ y $b \geq 0$. En la gráfica I se puede apreciar el comportamiento de las compras y del consumo a lo largo del período. En un principio, las compras serán mayores, por lo que el sujeto irá formando un inventario, guardando los bienes que no consuma. Conforme pasan los intervalos, las compras se irán acercando al consumo hasta un punto en el cual serán menores, por lo que el individuo tomará la diferencia entre el consumo y las compras de sus provisiones que ha formado, es decir, de su inventario. Por facilidad, se asume que el agente compra todos los días, aunque sea una proporción pequeña.

GRÁFICA I



Se inicia entonces el período con un nivel de existencias de cero. En $t = 0$, el individuo compra x_0 bienes, pero consume solamente ϕ , por lo que su almacén será $I_0 = x_0 - \phi$, donde I_t son los inventarios en el intervalo t . En $t = 1$, sus existencias serán la diferencia de lo que compra y consume, más su inventario del período pasado, $I_1 = I_0 + x_1 - \phi$, y así sucesivamente hasta $t = T$. De esta forma, el inventario en $t = j$ será:

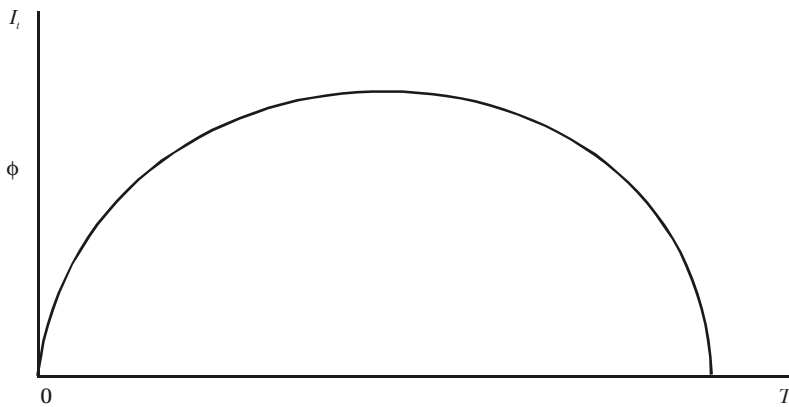
$$(2) \quad I_{t=j} = I_{j-1} + x_j - \phi$$

sustituyendo (1) en (2) y teniendo en cuenta que el inventario en $t = T$ es cero, como consecuencia del supuesto de que el individuo agota su ingreso en consumo, se obtiene la expresión siguiente:

$$(3) \quad I_t = \left[\frac{b}{2} t(T-t) \right]$$

La gráfica II muestra el comportamiento del inventario a lo largo del período, el cual va a depender de la tasa de gasto, reflejada en la variable (b). Obviamente, en un principio su almacén de bienes crece mientras las compras sean mayores que el consumo, y decrece cuando suceda lo contrario. El inventario promedio del individuo será, pues, el área –medida en promedio– bajo la curva de la gráfica II.

GRÁFICA II



$$(4) \quad IP = \frac{1}{T} \int_{t=0}^T \left(\frac{b}{2} \right) (T-t)t dt = \left(\frac{1}{12} \right) bT^2$$

El hecho de tener un inventario reporta un beneficio, derivado del ahorro por comprar bienes antes de que su precio se incremente. Así, se define a dicho beneficio –en términos brutos– como el inventario multiplicado por la inflación, ambos en promedio. Por otro lado, el comprar más bienes de los que se consume y guardarlos genera un costo, como el transportar más productos en los primeros intervalos, la probabilidad de perder bienes perecederos, el costo de oportunidad de utilizar una parte o el total de una bodega u otra habitación, de un refrigerador más grande, etc. Se supondrá, en consecuencia, que el mencionado costo es función inversa del ingreso⁷ y que dicho costo es creciente respecto al inventario.⁸ A la luz de lo anterior,

⁷ Es decir, a mayor ingreso el individuo tiene más capacidad de almacenamiento.

⁸ En caso de suponer una relación lineal, invariablemente se llega a una solución de esquina.

se define la utilidad neta de generar un inventario de bienes (UT_{IB}) de la siguiente forma:

$$UT_{IB} = (IP) \frac{\pi}{2} - \frac{d}{2S} (IP)^2$$

donde π es la inflación en el período y d una constante. Al maximizar la expresión anterior respecto a (b), se tiene el siguiente resultado:

$$(5) \quad b^* = 6 \frac{\pi}{T^2} \frac{S}{d}$$

sustituyendo (5) en (4) se puede apreciar, como se esperaba, que a medida que la inflación y/o el ingreso crecen, las existencias también lo hacen.

2. La demanda de dinero

La demanda de dinero se calcula de la siguiente manera: en cada intervalo el sujeto desembolsa un monto de $x_t = a - bt$, por lo que el gasto acumulado (GA) al momento $t = j$ es:

$$GA_{t=j} = \int_{t=0}^j (a - bt) dt = \phi j + \frac{b}{2} T j - \frac{b}{2} j^2$$

por lo que las tenencias de efectivo en $t = j$ serán el ingreso (S) menos el gasto acumulado ($GA_{t=j}$), es decir, $M_{t=j} = S - GA_{t=j}$. Tomando el promedio de los saldos de efectivo a lo largo del período, se tiene:

$$M^d = \frac{1}{T} \int_{t=0}^T (S - GA_t) dt$$

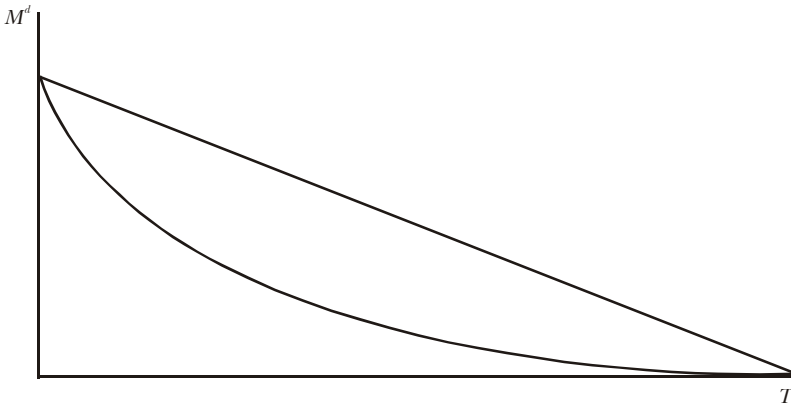
sustituyendo (5) en dichas tenencias, se puede entonces conocer la demanda de dinero promedio para personas sin acceso al sistema bancario y que siguen la estrategia de los inventarios de bienes, la cual toma la siguiente expresión:

$$(6) \quad M^d = \frac{S}{2} \left(1 - \frac{\pi}{d} \right)$$

La interpretación de esta función de demanda es sencilla; en la gráfica III se muestra dicha demanda de dinero en caso de no contar con ninguna estrategia ($S/2$), la cual está representada por la línea recta descendente. Cuando se escoge formar inventarios de bienes, estrategia que viene descrita por la curva

debajo de la línea, la demanda obviamente será menor, salvo en el caso de $\pi = 0$; así, a medida que la inflación aumenta, la demanda de billetes y monedas se contrae, originando una curva más pronunciada. La elasticidad respecto al ingreso, de acuerdo a (6) es la unidad, y la referente a la tasa de inflación es negativa, pudiendo ser mayor o menor a la unidad en términos absolutos, creciendo –también en términos absolutos– a medida que la inflación se acrecienta. Sin embargo, la demanda de efectivo ante escenas de altas inflaciones podría ser diferente, ante la posibilidad de que el inventario llegase a cierto límite, lo cual se estudia a continuación.

GRÁFICA III



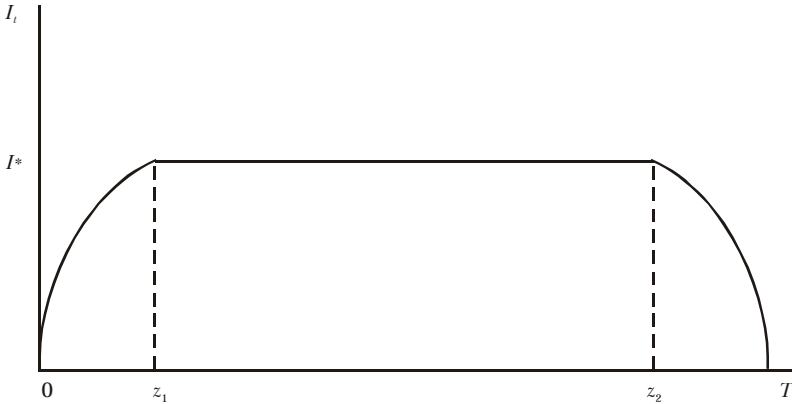
3. La demanda de dinero con inflaciones altas

Lo que se guarda en las repisas, alacenas, refrigeradores, bodegas, rincones de otras habitaciones, etc., tiene un límite en el corto plazo. De acuerdo al modelo anterior, mientras más intensas sean las tasas a las que crece el nivel de precios, el acopio de bienes aumenta y, por consiguiente, la demanda de dinero promedio se contrae. Sin embargo, el modelo sugiere que el individuo puede hacer crecer sus existencias, a un cierto costo, pero sin ningún límite superior. Es decir, se ha supuesto que el sujeto tenga capacidad instalada de almacenamiento ilimitada, lo cual es poco realista.

Para incorporar al modelo lo dicho en el párrafo previo, se supone un nivel de inventario, denominado como I^* tal que agote la capacidad instalada. En este caso, el inventario crece hasta el intervalo z_1 (ver gráfica IV), y permanece constante hasta z_2 , para luego seguir su camino descendente hasta su des-

aparición. Para derivar la demanda de dinero bajo este escenario, se emplea el procedimiento anterior, pero suponiendo que $T = 2z_1$ y se añade el inventario constante. Así, la demanda de dinero se puede expresar de la manera siguiente:

GRÁFICA IV



$$(7) \quad M^d = S \left(1 - \frac{1}{2} \frac{\pi}{d} \frac{z_1}{T} \right) - \alpha$$

donde:

$$\alpha = 2S \left(\frac{z_1}{T} \right)^2 + I^* \frac{(z_2 - z_1)}{T}$$

Nótese que si $z_1 = (T/2)$, donde el lado derecho de este último término indica el intervalo donde el almacén con capacidad ilimitada llega a su máximo, la restricción no sería significativa y la demanda promedio de efectivo pasaría a ser igual a la expresión (6). Bajo este contexto, una vez que la capacidad de almacenamiento llega a su límite, la elasticidad ingreso sería mayor a la unidad, creciendo conforme la restricción sea más significativa. Ello, ya que se está asumiendo que mencionada capacidad instalada es independiente del ingreso. En caso contrario, la elasticidad podría modificarse. A manera de ejemplo, supóngase que $I^* = hS$, donde h es un parámetro; bajo esta circunstancia la elasticidad ingreso sería la unidad. Si ahora se supone que dicha relación –entre el ingreso y el inventario límite– tiene una elasticidad menor a uno, la elasticidad de la demanda de dinero respecto al ingreso se ubicaría por arriba de la unidad, y lo contrario acontecería cuando la relación mencionada tuviese una

elasticidad mayor a uno. En lo tocante a la vinculación del incremento de precios y la demanda de dinero, su elasticidad continúa siendo negativa pero su importancia se reduce conforme el inventario límite sea más restrictivo. Evidentemente, si las tasas de inflación altas perduran por un período considerable, o bien se enfrenta el individuo a una hiperinflación puede, en consecuencia, invertir recursos en la capacidad instalada o utilizar otros medios –agrupación de compradores, cooperativas de consumo, o bien otros lugares de almacenamiento– de tal forma incrementa su acopio de bienes por arriba de la restricción original, como de hecho pudo haber ocurrido en las hiperinflaciones que tuvieron lugar en la primera mitad del siglo pasado, estudiadas por Cagan⁹ o en las que se registraron en Latinoamérica en la década de los ochenta y principio de los noventa.

III. LA DEMANDA DE DINERO: ESTRATEGIA BANCARIA

La forma de derivar la demanda de efectivo para agentes con cuentas bancarias remuneradas no se hará de la forma tradicional, a través de la minimización de costos. Por el contrario, se utilizará una función de beneficios que precisa determinar el saldo promedio que el individuo mantiene en el banco, del cual se hará uso más adelante con el fin de examinar los determinantes para la entrada a un banco.

Sea (n) los intervalos en los cuales el agente mantiene efectivo.¹⁰ De esta forma, el número de veces que acude al banco a lo largo del período es (T/n) , y en cada ocasión retira (ϕn) , es decir, el gasto en consumo (ϕ) por el número de intervalos (n) . Ahora bien, en $t = 0$, el individuo recibe su ingreso y se supone que en ese instante hace su primer retiro, por un monto de (ϕn) , con lo que su saldo en el banco será $(S - \phi n)$. La siguiente ocasión que acuda al banco y efectúe su retiro, sus tenencias serán de $(S - 2\phi n)$, y así sucesivamente, hasta que el saldo sea cero. A la luz de lo anterior, se puede determinar el saldo promedio total (SP) que el individuo mantiene en el banco mediante la expresión que se señala a continuación:

⁹ Ver Cagan (1956) o McCallum (1989).

¹⁰ En este punto se está suponiendo que el individuo va al banco entre un intervalo y otro, de tal forma que el costo de transacción no se refiera directamente al tiempo. Dowd (1990) analiza el caso en el cual dicho costo es función del tiempo.

$$(8) \quad SP = \left[\frac{S}{2} \left(1 - \frac{n}{T} \right) \right]$$

En los intervalos en los cuales conserva efectivo, el sujeto puede crear inventarios si es que esto le reporta una ganancia. Es así, que del saldo promedio y de los inventarios secuenciales, junto con el número de retiros es factible construir una función de beneficios netos (UT_{EB}), la cual se expresa en la siguiente ecuación:

$$UT_{EB} = \left\{ \left[\frac{S}{2} \left(1 - \frac{n}{T} \right) \right] r - \frac{T}{n} c \right\} + \left[(IP) \frac{\pi T}{2n} - \frac{d}{2\phi n} (IP)^2 \right] \frac{n}{T}$$

El primer término del lado derecho de la ecuación –entre llaves– es el saldo promedio que el agente conserva en el banco, (r) la tasa de interés con que se remunera dicho saldo, (T/n) el número de retiros y (c) el costo por cada uno de ellos. El segundo término indica la utilidad por mantener inventarios secuenciales de bienes, en promedio, a lo largo de todo el período. Al maximizar UT_{BE} respecto al inventario se obtiene la demanda promedio de dinero cada n intervalos, $(\phi n/2)(1 - \pi/d)$. A continuación se realiza la misma operación pero con respecto a (n), para obtener así su óptimo:

$$(9) \quad n^* = \left[\frac{2T^2c}{Sr} \right]^{1/2}$$

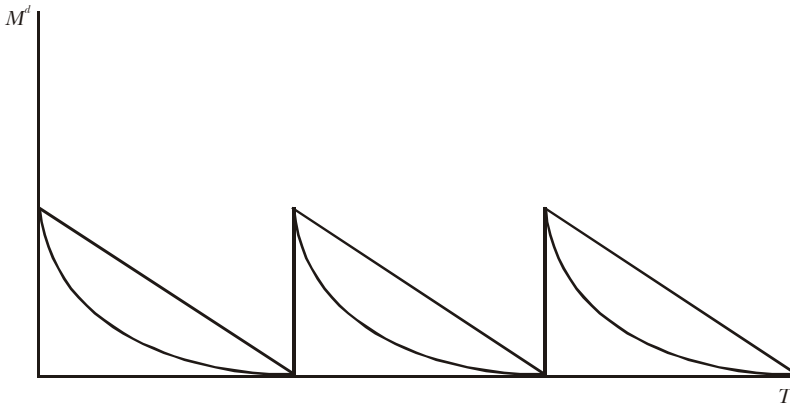
Nótese que de acuerdo al modelo, el número de intervalos en los cuales el sujeto mantiene efectivo es independiente de la inflación, más no de la tasa de interés nominal. La demanda de efectivo en el período se deduce al sustituir n^* en la expresión $(\phi n/2)(1 - \pi/d)$. La demanda promedio de billetes y monedas para individuos que sigan la estrategia bancaria e inventarios secuenciales es la siguiente:

$$(10) \quad M^d = \left[\frac{Sc}{2r} \right]^{1/2} \left(1 - \frac{\pi}{d} \right)$$

En la gráfica V se puede observar el comportamiento de la demanda a lo largo del período. En caso de no crear inventarios, la expresión (10) reduce al modelo de Baumol-Tobin, representado en la gráfica por las líneas descendentes. Empero, en caso de seguir ambas estrategias, la demanda evidentemente será menor, la cual esta representada por las curvas debajo de

las líneas rectas. Las elasticidades ingreso y tasa de interés son las mismas que las del modelo original ($1/2$, $-1/2$) y la tocante a la inflación, igual que en la del modelo de inventario de bienes.

GRÁFICA V



IV. ACCESO AL SISTEMA FINANCIERO

Es fácil percatarse que la utilidad monetaria por seguir la estrategia bancaria¹¹ reporta una ganancia mayor que la de crear el almacén de bienes, al sustituir las variables óptimas en las funciones de beneficio respectivas. Por lo anterior, es posible afirmar que el individuo siempre preferirá seguir la primera estrategia. Por ello, lo que procede ahora es investigar los elementos para que el agente pueda tener acceso a depósitos remunerados. Sin embargo, antes de analizar dichos factores, se definirá la distribución del ingreso, ya que de ella depende la frontera entre los grupos con y sin cuentas bancarias. Para ello, se supone que existe una gran cantidad de individuos distribuidos de forma equidistante en una línea recta con longitud unitaria, donde el ingreso de cada uno de ellos está determinado por la siguiente igualdad:

$$(11) \quad S_i = 2Di$$

donde i es el i -ésimo agente y D el ingreso total.

Para conocer la disponibilidad de depósitos redituables, se supone un banco, precio aceptante en cuanto a las tasas de in-

¹¹ La estrategia bancaria consiste en mantener depósitos remunerados e inventarios secuenciales.

terés (activa y pasiva) el cual recibe depósitos de los agentes pagando por ello una tasa de interés pasiva (r). Su comportamiento es como el de un monopolio discriminador, ya que es el propio banco el que escoge quien tiene una cuenta bancaria y quién no.¹² El procedimiento es que dicha institución financiera espera a que los agentes maximicen sus beneficios, determinen su saldo promedio y, utilizando esa información, decide a quien acepta. La utilidad unitaria del banco se define como la diferencia entre el ingreso unitario (IU)¹³ y el costo unitario (CU).¹⁴ Bajo este contexto, IU es el saldo promedio del depósito de cada individuo por el diferencial de las tasas de interés (tasa activa menos pasiva), denominado como Δr . Esto quiere decir que el banco puede prestar todos los recursos que quiera a una tasa activa constante, recursos que obtiene de los depósitos. En cuanto al costo unitario (CU), éste es simplemente una proporción del número de operaciones que realiza el individuo con el banco, es decir $CU = e(T/n)$, donde (e) es una constante, y (T/n) el número total de transacciones por cada cuentahabiente. A continuación, utilizando (8) y (9) se precisa el saldo promedio óptimo y se sustituye en la definición de IU :

$$IU = \left[\frac{S}{2} - \frac{S^{1/2}}{2} \left(\frac{c}{2r} \right)^{1/2} \right] \Delta r$$

de la misma forma, reemplazando (9) en la definición de CU se consigue la siguiente igualdad:

$$CU = S^{1/2} e \left(\frac{r}{2c} \right)^{1/2}$$

Como se puede observar en la gráfica VI, la curva IU tiene pendiente positiva y creciente. Si se recuerda por un momento la regla de la raíz cuadrada en la ecuación de la demanda de dinero individual (10), que indica que a medida que crece el ingreso la mencionada demanda aumenta pero menos que proporcionalmente, entonces lo contrario deberá suceder con el saldo promedio. Efectivamente, a medida que aumenta el ingreso, dicho saldo crece más que proporcionalmente. La forma

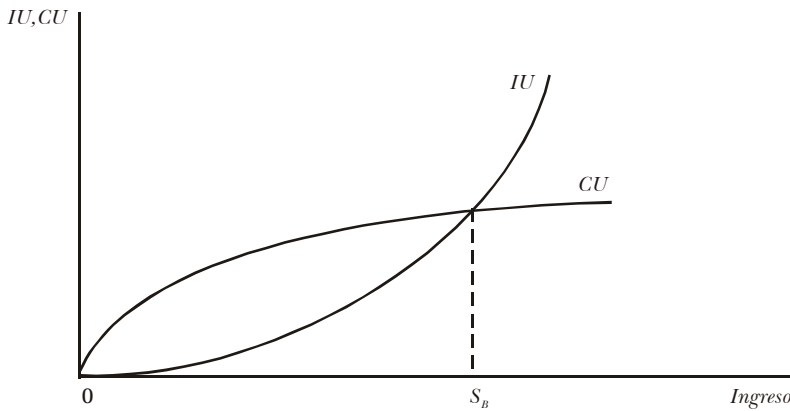
¹² La forma tradicional por la cual los bancos discriminan es exigir un saldo mínimo, que en caso de no ser cumplido se le cobra al cliente un determinado monto de dinero.

¹³ El término unitario se refiere a la utilidad por cuentahabiente.

¹⁴ En este punto se está suponiendo que no existen economías a escala en el banco.

de la curva CU también se debe a la regla de la raíz cuadrada ya que, conforme se incrementa el ingreso, también lo hace el número de operaciones con el banco, pero en menor proporción. Ahora bien, para ingresos pequeños, la utilidad del banco es negativa, como se puede apreciar en la gráfica, pero se intensifica –se hace menos negativa– a medida que se expande el ingreso por agente, hasta llegar a S_B . De ahí en adelante, la utilidad es positiva. Es así, que el banco, con objeto de maximizar sus utilidades –el área entre las curvas IU y CU a partir de S_B – va a admitir depósitos provenientes de individuos solamente con ingresos iguales o superiores a S_B . Para conocer el valor de esta última variable, simplemente se iguala IU y CU :

GRÁFICA VI



$$(12) \quad S_B = \left[\left(\frac{c}{2r} \right)^{1/2} + \frac{2e}{\Delta r} \left(\frac{r}{2c} \right)^{1/2} \right]^2$$

Utilizando la expresión anterior, la ecuación (11) y recordando que los individuos están repartidos de forma equidistante en una línea recta con longitud unitaria, se puede definir la proporción de agentes sin cuentas bancarias como:

$$(13) \quad \theta = \frac{1}{(2D)^{1/2}} \left[\left(\frac{c}{2r} \right)^{1/2} + \frac{2e}{\Delta r} \left(\frac{r}{2c} \right)^{1/2} \right]$$

por lo que $(1 - \theta)$ será la fracción de agentes con cuentas bancarias. Además, integrando (11) en el intervalo $(0 - i_B)$, donde i_B es el individuo que le corresponde el ingreso S_B , se deriva a su vez que $\theta = (i_B)^2$, expresión que se utilizará más adelante al cons-

truir la demanda agregada. De la ecuación (13) se pueden observar los siguientes puntos:

- Un aumento en el ingreso (D) disminuye la proporción de agentes sin cuentas bancarias. Ello, por que la utilidad unitaria del banco crece al subir el saldo promedio por arriba del costo de las transacciones, lo cual se puede comprobar fácilmente al derivar la utilidad neta por agente del mismo banco respecto al ingreso.
- Un incremento en la tasa de interés, manteniendo constante el diferencial de tasas, deriva en un mayor ingreso para el banco, debido a una expansión en el saldo promedio por agente. Empero, el costo también se incrementa, al desembolsar más recursos como pago a los depósitos y al acudir el cliente en un mayor número de ocasiones. El efecto final dependerá, pues, de los valores de las otras variables.
- Un incremento en el diferencial de tasas –disminución de la pasiva o crecimiento de la activa–, aumenta el número de agentes que acepta el banco. Ello, ya que la utilidad unitaria del banco por agente crece, aceptando así más sujetos.

V. DEMANDA AGREGADA

Para conocer la demanda agregada de efectivo, simplemente se integran las demandas de los agentes que siguen una estrategia de inventarios –ecuación (6), de 0 a i_B^- y los que siguen una estrategia bancaria –ecuación (10), de i_B a 1–, es decir:

$$M_A^d = \int_{j=0}^{i_B^-} \frac{S_j}{2} \left(1 - \frac{\pi}{d}\right) \partial j + \int_{j=i_B}^1 \left(\frac{S_j c}{2r}\right)^{1/2} \left(1 - \frac{\pi}{d}\right) \partial j$$

cuyo resultado es la demanda agregada de efectivo por parte de todos los agentes, la cual se muestra a continuación:

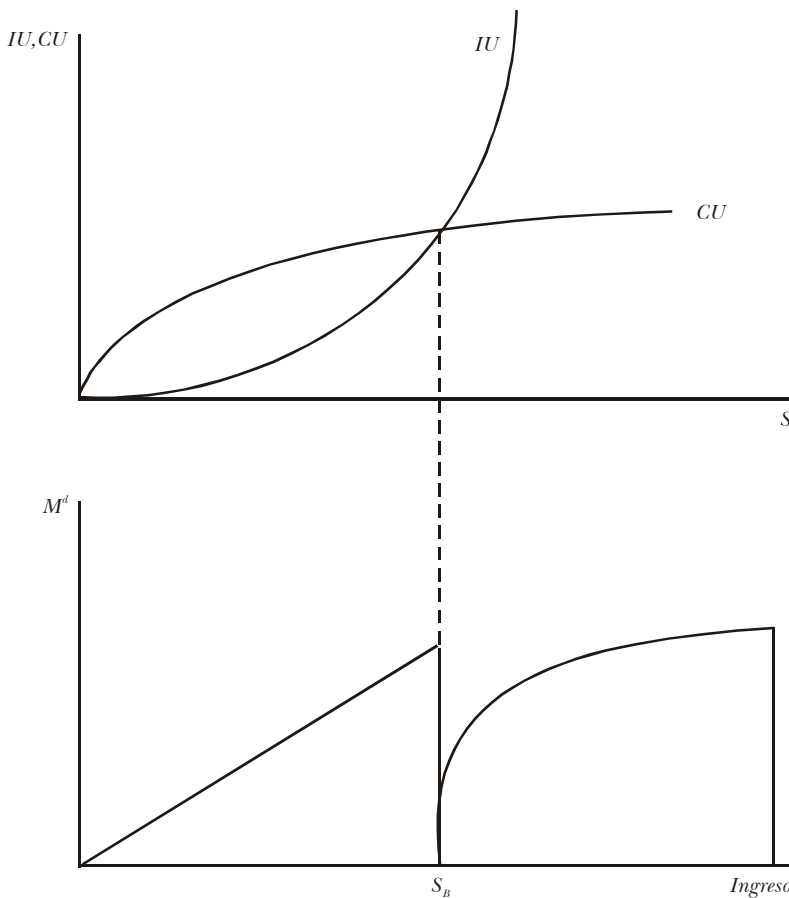
$$(14) \quad M_A^d = \frac{D\theta}{2} \left(1 - \frac{\pi}{d}\right) + \beta \left(\frac{D(1-\theta)c}{2r}\right)^{1/2} \left(1 - \frac{\pi}{d}\right)$$

donde:

$$\beta = \frac{2^{3/2}}{3} \frac{(1-\theta^{3/4})}{(1-\theta)^{1/2}}$$

De acuerdo con la expresión (14), la demanda de dinero crece proporcionalmente con el ingreso hasta S_B . De ese punto en adelante, dicha demanda continúa su camino ascendente sólo que ahora dicho crecimiento es menos que proporcional. Además, en S_B la demanda se reduce abruptamente debido a que, manteniendo constante el ingreso, la demanda de dinero bajo un contexto de inventario de bienes es siempre mayor a una bajo la estrategia bancaria. Este comportamiento se puede apreciar claramente en la gráfica VII.

GRÁFICA VII



En este escenario se pueden realizar ejercicios de estática comparativa. Sin embargo, será conveniente separar los efectos de las variables exógenas (ingreso, tasa de interés, costo de co-

retaje e inflación) sobre la demanda de dinero, de acuerdo a si éstas influyen directamente en la ecuación –movimientos en las curvas de demanda de la gráfica VII sin alterar S_B – o bien a través de θ –o sobre S_B –. Se puede decir entonces que los factores que afecten la demanda de dinero manteniendo constante θ son efectos directos, mientras que los que lo hagan a través de esa variable serán indirectos. Bajo este punto de vista se analizan a continuación los efectos de las variables exógenas sobre la demanda de efectivo.

- *Elasticidad tasa de inflación.* La elasticidad de la demanda de efectivo respecto a la inflación es $-\left[\frac{\pi}{d - \pi}\right]$, la cual puede ser mayor o menor a la unidad en términos absolutos, dependiendo del propio nivel de inflación. Empero, para tasas de crecimiento de los precios por arriba de cierto nivel, la restricción del inventario para individuos sin cuentas bancarias puede volverse efectiva, ecuación (7); en tal caso, la elasticidad tomaría la siguiente expresión:

$$\varepsilon_{M,n} = -\left[\left(\frac{\pi}{S(d - \pi) + \alpha d}\right)W + \left(\frac{\pi}{d - \pi}\right)(1 - W)\right]$$

donde W es la proporción de la demanda de dinero de los agentes sin cuentas bancarias respecto al total. En este escenario, una vez que la restricción del inventario es pertinente, los movimientos ascendentes en la inflación tienen una influencia menor sobre la demanda de efectivo. Este punto es importante en particular bajo un proceso desinflacionario, ya que la elasticidad no es simétrica. Es decir, cuando los incrementos en precios son altos y sostenidos, el agente invierte en su capacidad instalada, para así poder formar mayores inventarios. En caso contrario, cuando la inflación tiende a la baja, obviamente la capacidad instalada no representa ninguna restricción, por lo que la elasticidad se incrementa. Es más, si a la función de utilidad por seguir la estrategia del inventario de bienes (UT_{IB}) se le añade un costo fijo –precisamente el costo de oportunidad de la capacidad instalada– y el público espera que la inflación se reduzca de forma permanente, la estrategia de inventarios puede generaría pérdidas, por lo que se esperaría un incremento aun mayor en la demanda de dinero. Por otro lado, en la ecuación (13) se puede notar que π no afecta a la proporción de individuos sin cuentas bancarias; en consecuencia, al mantenerse θ constante, no existen efectos indirectos sobre la demanda de dinero derivados por movimientos en π .

- *Elasticidad ingreso.* La elasticidad ingreso a partir de la estrategia de inventario de bienes es la unidad, mientras que con la estrategia bancaria es de $(1/2)$.¹⁵ Es así, que la elasticidad total es como sigue:

$$\varepsilon_{M,D} = W + \frac{1}{2}(1 - W)$$

de acuerdo con dicha igualdad, a medida que la cobertura bancaria es mayor, la elasticidad ingreso cae, hasta su límite de $1/2$ con $W = 0$. Sin embargo, como en el caso anterior, si la restricción del inventario se hace efectiva, la elasticidad del ingreso de aquellos sujetos sin cuentas bancarias se podría incrementar, dependiendo de los supuestos que se hagan respecto a la relación ingreso-capacidad instalada. Ahora bien, por (13) es posible darse cuenta que incrementos en el ingreso agregado tienen una influencia negativa en θ , lo que a su vez reduce W , disminuyendo indirectamente la demanda de efectivo. Ello, ya que incrementos en el ingreso agregado derivan en que mayor número de agentes dispongan de una cuenta bancaria remunerada, adoptando así la estrategia bancaria.

- *Elasticidad tasa de interés.* La tasa de interés sólo influye en la demanda de dinero de aquellos agentes que utilicen la estrategia bancaria. Dicha elasticidad toma la siguiente expresión:

$$\varepsilon_{M,r} = -\frac{1}{2}(1 - W)$$

Nótese que la elasticidad disminuye conforme W sea mayor. El resultado del incremento de la tasa de interés sobre θ es ambiguo. Sin embargo, si el diferencial de tasas crece (Δr), la proporción de agentes con disponibilidad de depósitos remunerados (θ) también lo hace, reduciendo W e incrementando con esto dicha elasticidad.

- *Elasticidad tasa de interés e inflación esperada.* Supongamos que $r = r^* + \pi^e$, donde r^* es la tasa real de interés y π^e la inflación esperada, la cual vamos a suponer que está en función, entre otras cosas, de la tasa de inflación actual, es decir, $\pi^e = f(\pi)$, con $f' > 0$. Esto quiere decir que incrementos en la inflación actual repercuten de forma inmediata en la tasa de interés nominal.

¹⁵ Si se considera el valor del tiempo dentro del costo de transacción (Dowd, 1990), o bien se restringe el modelo Baumol-Tobin a que el número de transacciones sea un entero (Barro, 1976), la elasticidad en ambos casos será mayor a $1/2$.

Bajo este contexto, la elasticidad de la demanda de efectivo respecto a la inflación actual toma la siguiente expresión:

$$\varepsilon_{M,n} = - \left[\frac{\pi}{d - \pi} + \frac{\pi}{2} \frac{f''}{r^* + f'} (1 - W) \right]$$

Lo que indica esta expresión es que la elasticidad respecto a la inflación, añadiéndole el efecto sobre la tasa de interés nominal es mayor, en términos absolutos, a la analizada en el primer párrafo, correspondiente a la tasa de inflación.

VI. EVIDENCIA EMPÍRICA

El procedimiento para evaluar empíricamente el modelo se divide en dos partes. En la primera se realizan ejercicios no lineales sobre la ecuación (14), cuyos resultados se presentan en el cuadro 1. Como se explica más adelante, la interpretación en esta sección versa principalmente sobre los signos y el grado de significancia de los parámetros estimados. En la segunda parte, a través de especificaciones lineales y el método de corrección de error se examinan las elasticidades derivadas en la última parte de la sección V. A este respecto, el análisis teórico de dichas elasticidades se elaboró de acuerdo a si su efecto era directo o a través de la proporción de agentes sin cuentas remuneradas. No obstante, desde un punto de vista empírico, analizar el efecto indirecto es poco verosímil, básicamente por las siguientes razones:

- No existen series de datos de cobertura bancaria, por lo que se podría utilizar información disponible para realizar un acercamiento, empero, el resultado puede ser engañoso. A manera de ejemplo, las sucursales bancarias crecieron en México un 12% entre diciembre de 1999 respecto al mismo mes de 1997, por arriba del incremento de la población, pasando de 20 a 17 empleados promedio por sucursal. Los datos anteriores podrían servir para indicar una mayor cobertura, no obstante, dicho crecimiento estuvo muy desigual. En el Estado de México fue del 24%, mientras que en el estado de Aguascalientes fue de apenas 1.4% (simplemente una sucursal); por ello y por otras razones la información también podría estar reflejando una diferente estrategia, un cambio de demanda, un proceso de reducción de costos o muchas otras cosas. Asimismo, el número de cuentas de inversiones a

plazo se incrementó 35% en ese mismo plazo. Ese comportamiento podría indicar mayor cobertura, o bien una diversificación de cartera, efectos que no es posible separar. Es así, que un ejercicio de esta naturaleza sería demasiado aventurado.

- Hasta principios de la década pasada, los bancos mexicanos dependían del Gobierno Federal, y la intervención de este último era alta en extremo. Por ello, no se sabe a ciencia cierta si la función objetivo de los banqueros incluía una mayor cobertura. Cuando los bancos fueron privatizados, el crédito al sector no gubernamental creció de manera abrupta, período en el cual posiblemente creció la proporción de agentes con cuentas remuneradas, aunque no se tiene evidencia de ello. A partir de la crisis de 1995, el crédito ha venido reduciéndose en términos reales, y el sistema bancario enfrenta en la actualidad un proceso de reestructuración, que conlleva incrementos de capital, nuevos bancos de procedencia extranjera, fusiones, bancos intervenidos, etcétera, por lo que es difícil pensar en una ampliación de la cobertura.
- La manera más creíble de conocer la mencionada cobertura es a través de encuestas. Desgraciadamente sólo se encontró un estudio, realizado por la Secretaría de Hacienda y Crédito Público¹⁶ para poblaciones rurales y semirurales de la República Mexicana, donde se indica que del total de la muestra, solamente el 8.4% del total de entrevistados tenían cuentas bancarias. Empero, el estudio sólo abarcó ese año, por lo que la comparación intertemporal no es posible.

Por los tres puntos mencionados, se prefirió proceder con la interpretación de las elasticidades solamente a través de los efectos directos.

Por otro lado es importante señalar que la inclusión de la inflación junto con la tasa de interés nominal puede generar problemas tanto de orden teórico como técnico. En el primer caso se puede argüir que con mercados de capital eficientes, la información que proporciona la inflación como costo de oportunidad está contenida en la tasa de interés nominal; sin embargo, la mencionada información sobre el incremento de precios es la esperada, no la actual. En un orden de ideas más práctico, como se verá más adelante, paradójicamente la tasa de interés

¹⁶ Los resultados aparecen en Mansell (1995).

parece tener menor significancia en el segundo período, cuando los mercados de dinero han estado menos controlados y la tasa de inflación más baja. Ello puede deberse a que la tasa de interés real ha sido en extremo volátil. Asimismo, las elasticidades de la demanda de dinero respecto a la inflación y a la tasa de interés, de acuerdo al modelo teórico expuesto –sección V– son diferentes, efecto que se espera captar en los resultados.

En cuanto a los problemas técnicos, se puede argumentar la existencia de multicolinealidad. Como se indica más adelante el período muestral se divide en dos, y la correlación entre ambas variables es de 0.85 para el período completo, y de 0.72 y 0.67 para el primero y segundo períodos respectivamente. Sin embargo, los valores reportados son bajos como para esperar un determinante cercano a cero en la matriz. Asimismo, se encontró evidencia de que todas las variables están integradas de orden uno,¹⁷ por lo que se procedió a realizar una batería de pruebas con los residuos, encontrándose en todos los casos evidencia de que éstos son estacionarios. Por último, es importante señalar que el propósito del ejercicio empírico no es encontrar el mejor modelo desde un punto de vista econométrico, en particular para predecir la demanda de dinero; mas bien se busca estudiar el papel que tiene una especificación teórica diferente, como lo es la ecuación (14) y analizar las consecuencias de la inclusión del salario –como aproximación al ingreso de los agentes sin cuentas remuneradas– y la inflación en diversas especificaciones.

La periodicidad de los datos es mensual, comenzando en enero de 1983 y finalizando en septiembre de 1999, sin embargo, el período se divide en dos: de enero de 1983 a diciembre de 1990 y de enero de 1991 a septiembre de 1999. Ello, con el objeto de analizar las diferentes especificaciones bajo un contexto de inflación alta, como es el caso del primer período, donde el promedio del incremento en precios fue de 76.7%, y de inflación relativamente baja, donde el promedio fue de 20.7% en el segundo período. Los datos utilizados fueron la cantidad de billetes y monedas en poder del público, expresada en índice (M); el índice de percepciones medias de las manufacturas (SAL) como aproximación al ingreso de los agentes sin acceso al sistema bancario; para el ingreso de los agentes con cuentas bancarias se usó el índice del valor de la producción industrial ($IVPI$); además, la tasa de interés de los certificados de la Tesorería (Cetes) a tres meses (r) en por ciento anual y la inflación,

¹⁷ Prueba Dickey-Fuller aumentada.

también expresada en por ciento anual, derivada del índice nacional de precios al consumidor (π), ambas variables como costo de oportunidad de mantener saldos.¹⁸ Asimismo, en cada especificación –salvo en incrementos anuales– se introdujeron once variables binarias para captar la estacionalidad mensual, de las cuales no se proporcionan los resultados por motivos de presentación. La fuente para todos los datos fue la página en Internet del Banco de México.¹⁹

En el cuadro 1 se muestran las estimaciones en lo tocante a la ecuación de demanda agregada de dinero (14). Como ya se mencionó, no es factible analizar con precisión las elasticidades descritas en la sección V, dado que serían poco verosímil los resultados de separar la demanda de efectivo por cada grupo con el objeto de conocer el valor de W . Por ello, la interpretación se enfoca principalmente sobre los signos y el grado de significancia de los parámetros. El primer ejercicio, como se puede percibir, muestra unos resultados en el período completo como se esperaban, siendo significativamente diferentes de cero todos los parámetros comprendidos en la ecuación, salvo el de la inflación multiplicado por el salario real. En el período de alta inflación, dicho parámetro se vuelve significativo, empero, los parámetros que reflejan la estrategia bancaria sufren un cambio abrupto y resultan no significativos, y lo mismo acontece en el segundo período. El modelo siguiente aísla la inflación del salario, y el resultado es que esta variable resulta significativa, quitándole peso al valor de β_c y mejora la estrategia bancaria en el segundo período. Ello podría ser evidencia de que el costo del inventario es independiente del ingreso.²⁰ Por ello, el tercer modelo excluye a dicha variable en la parte de la demanda que muestra la estrategia bancaria. El resultado es alentador para las variables salario e inflación, sin embargo, al igual que en las ocasiones anteriores, el resto del modelo al dividirlo por períodos resulta pobre. Es importante percatarse que en todas las especificaciones, el parámetro del salario resulta significativo y se incrementa en el período de alta inflación; en cuanto al parámetro de esta última variable, pierde significancia en el primer período y la recupera en el segundo, además de que su va-

¹⁸ En los casos en los cuales las variables que indican el costo de oportunidad se utilizan en logaritmos, éstas se transforman de la siguiente forma: para el caso de la tasa de interés, $r^* = (1 + r/1200)^{12}$ y de la misma forma para la tasa de inflación.

¹⁹ www.banxico.org.mx

²⁰ Si en las funciones de beneficio (UT_{IB} , inciso 1; y UT_{EB} , sección III) se introduce el costo de manera independiente al ingreso, el resultado es que la inflación se incorpora a las funciones de demanda de dinero de forma aditiva.

lor se incrementa. Lo anterior parece ser evidencia de que la ecuación correcta para captar la estrategia de inventarios es la ecuación (7), que indica que la restricción de la capacidad instalada para conformar el inventario es patente. Por ello, el modelo 4 incluye una variable binaria la cual toma el valor de uno cuando la inflación en por ciento anual es mayor a 25, y cero en caso contrario.

CUADRO 1

Modelo 1							
$M = \beta_2 SAL + \beta_3 \pi SAL + \beta_a \left(\frac{IVPI}{r} \right)^{\beta_b} (1 + \beta_c \pi)$							
<i>Período</i>	β_2	β_3	β_a	β_b	β_c	P^2	
1983:01-1999:09	0.52*	-0.001	32.6*	0.21*	-0.01*	0.86	
1983:01-1990:12	0.91*	-0.001*	0.08	1.06	-0.48	0.87	
1991:01-1999:09	0.86*	-0.01*	6.53	0.21	-0.04	0.56	
Modelo 2							
$M = \beta_2 SAL + \beta_3 \pi + \beta_a \left(\frac{IVPI}{r} \right)^{\beta_b} (1 + \beta_c \pi)$							
<i>Período</i>	β_2	β_3	β_a	β_b	β_c	P^2	
1983:01-1999:09	0.62*	-0.15*	23.3*	0.25*	-0.003	0.86	
1983:01-1990:12	0.86*	-0.04	2.24	0.21	-0.13	0.89	
1991:01-1999:09	0.23*	-0.10*	75.5*	0.10*	-0.03	0.70	
Modelo 3							
$M = \beta_2 SAL + \beta_3 \pi + \beta_a \left(\frac{IVPI}{r} \right)^{\beta_b}$							
<i>Período</i>	β_2	β_3	β_a	β_b	P^2		
1983:01-1999:09	0.60*	-0.06*	25.7*	0.23*	0.86		
1983:01-1990:12	0.84*	-0.04*	2.26	0.71	0.85		
1991:01-1999:09	0.21*	-0.61*	104.3*	-0.04	0.76		
Modelo 4							
$M = \beta_1 DINF_{25} + \beta_2 SAL + \beta_3 \pi SAL + \beta_a \left(\frac{IVPI}{r} \right)^{\beta_b} (1 + \beta_c \pi)$							
<i>Período</i>	β_1	β_2	β_3	β_a	β_b	β_c	P^2
1983:01-1999:09	-1.79*	0.52*	0.001	34.1*	0.20*	-0.01*	0.86
1983:01-1990:12	2.60	0.87*	0.00	0.28	-0.58	-0.39	0.89
1991:01-1999:09	-7.17*	0.31*	-0.01*	92.53*	-0.15	0.00	0.78

NOTA: El asterisco indica que el valor del parámetro es significativamente distinto a cero con un valor del estadístico t por arriba de dos, lo que indica una probabilidad inferior al dos por ciento.

El resultado para el período completo es el esperado –valor negativo de la variable binaria– como lo indica la ecuación (7), empero, solamente para el segundo período la variable binaria resulta satisfactoria, además de que el parámetro del salario sigue siendo significativamente mayor en el primer período respecto al segundo. Por ello se realizaron pruebas para el primer período con variables binarias las cuales tomaban valores de uno para inflaciones del 50, 75 y más. Los resultados, que por motivos de exposición no se presentan, indican que a mayor inflación, el parámetro de la variable binaria resulta más negativo. Sin embargo, la evidencia parece ir en el sentido de que el inventario límite I^* es función del ingreso, pero de una forma no proporcional (ver inciso 3), por lo que el término constante pierde relevancia. En suma, al considerar los cuatro modelos es su conjunto, se puede decir lo siguiente: *a*) como ya se mencionó, el parámetro del salario es significativo y se incrementa en el período de alta inflación, *b*) la tasa de incremento en precios tiene una mayor influencia en el segundo período, resultando significativa en todos los casos, y *c*) la influencia del *IVPI* y de la tasa de interés es muy sensible a cambios en la especificación de otras variables y al período considerado, resultando en ciertos casos con el signo contrario al esperado –modelo 3, segundo período–. Con los primeros dos puntos se puede concluir que existe evidencia clara de que en períodos de alta inflación, la restricción del inventario se vuelve patente; respecto a la estrategia bancaria, la introducción de ella de forma no lineal conduce a resultados pobres, sin embargo, para confirmar lo anterior será necesario estudiar las especificaciones de forma lineal.

En el cuadro 2 se presentan los resultados de cinco diferentes especificaciones para calcular la demanda de efectivo. En todos ellos se puede notar el incremento del valor del parámetro de los salarios en el primer período; de la misma forma acontece con el parámetro de la inflación en el segundo período –sube y adquiere significancia–, lo que confirma lo dicho en los dos primeros puntos del párrafo previo. En lo tocante al *IVPI*, como variable de escala es muy pobre, dado que los resultados son contradictorios, como se puede percibir en el modelo de incrementos anuales, donde los signos esperados son los contrarios. Por último, la tasa de interés nominal es significativa y con el signo esperado en el período de alta inflación, ocurriendo lo contrario en el segundo período. Por ello, se puede decir que los malos resultados del modelo no lineal en cuanto a la estrategia bancaria no se deben a la especificación, más bien a que dichas variables tuvieron, en el período analiza-

CUADRO 2

Logaritmos						
$L(M) = \beta_1 + \beta_2 L(SAL) + \beta_3 L(\pi) + \beta_4 L(IVPI) + \beta_5 L(r)$						
<i>Período</i>	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	P^2
1983:01-1999:09	-1.67*	0.85*	-0.01	0.48*	-0.11*	0.92
1983:01-1990:12	0.31	0.97*	-0.04*	-0.05	-0.15*	0.88
1991:01-1999:09	-1.21	0.69*	-0.26*	0.54*	0.11	0.88

Incrementos anuales					
$IAM = \beta_2 IASAL + \beta_3 I\pi + \beta_4 IIVPI + \beta_5 IAr$					
<i>Período</i>	β_2	β_3	β_4	β_5	P^2
1983:01-1999:09	0.95*	-0.01	0.31*	-0.08	0.80
1983:01-1990:12	0.96*	0.00	0.23*	-0.11*	0.82
1991:01-1999:09	0.93*	-0.14*	0.34*	0.03	0.78

Incrementos mensuales					
$IM = \beta_2 ISAL + \beta_3 I\pi + \beta_4 IIVPI + \beta_5 IAr$					
<i>Período</i>	β_2	β_3	β_4	β_5	P^2
1983:01-1999:09	0.51*	-0.06	-0.16	-0.07*	0.83
1983:01-1990:12	0.55*	-0.02	-0.04	-0.08*	0.85
1991:01-1999:09	0.51*	-0.39*	-0.22	0.01	0.86

Incrementos en logaritmos mensuales					
$IL(M) = \beta_2 IL(SAL) + \beta_3 IL(\pi) + \beta_4 IL(IVPI) + \beta_5 IL(r)$					
<i>Período</i>	β_2	β_3	β_4	β_5	R^2
1983:01-1999:09	0.51*	-0.05	-0.29	-0.04*	0.80
1983:01-1990:12	0.59*	-0.01	-0.09	-0.10*	0.81
1991:01-1999:09	0.50*	-0.10*	-0.36	0.00	0.83

Modelo de corrección de error								
<i>Período</i>	<i>Largo plazo</i>				<i>Corto plazo</i>			
	<i>SAL</i>	π	<i>IVPI</i>	<i>r</i>	<i>SAL</i>	π	<i>IVPI</i>	<i>r</i>
1983:01-1999:09	0.64*	-0.05*	0.34*	-0.17*	0.56*	0.01	-0.12	-0.12*
1983:01-1990:12	1.00*	-0.04*	-0.02	-0.15*	0.57*	0.01	-0.15	-0.11*
1991:01-1999:09	0.54*	-0.38*	0.43*	0.14	0.52*	-0.38*	-0.17	0.08

do un comportamiento bastante ambiguo. En el modelo de corrección de error se puede notar que la elasticidad a largo plazo del ingreso (salarios y producción) es aproximadamente la unidad, teniendo una mayor influencia los salarios, en particular en el segundo período, lo cual sugiere que la elasticidad del inventario límite respecto al ingreso es menor a la unidad –inciso 3– y un valor de W alto. Asimismo, la elasticidad referente al in-

cremento en precios es negativa, siendo considerablemente mayor en el periodo de baja inflación, lo que refuerza la evidencia de que la capacidad instalada para formar inventarios es restrictiva. Por último, la elasticidad tasa de interés es menor a $\frac{1}{2}$, en el mismo tenor del modelo –sección V–, aunque en el segundo periodo resulta con el signo contrario. De hecho, utilizando los valores del parámetro para calcular W , ésta se ubicaría alrededor del 70 por ciento.

VII. CONCLUSIONES

El propósito del presente artículo ha sido presentar una especificación de la demanda de dinero bajo el supuesto de que existen dos categorías de agentes: la primera comprende aquellos sujetos que no tienen acceso al sistema bancario, debido a sus bajos ingresos, los cuales siguen una estrategia denominada de inventario de bienes para su manejo de efectivo, la cual consiste en comprar los productos que van a consumir con anterioridad, para así evitar asumir la pérdida generada por el incremento en precios. Por su parte, el segundo grupo realiza una estrategia tradicional –bancaria–, con la cual mantiene su dinero en depósitos que pagan intereses y que utilizan la estrategia de inventario de bienes solamente en los intervalos en que mantienen efectivo. El resultado sobre la demanda agregada es que la elasticidad ingreso es mayor a $\frac{1}{2}$, pudiendo ser mayor a la unidad bajo determinadas condiciones. A su vez, la elasticidad tasa de interés es menor a $\frac{1}{2}$, dependiendo de la proporción de agentes que dispongan de cuentas bancarias remuneradas. Por último, la elasticidad respecto a la inflación es negativa, y depende inversamente de ella misma, es decir, a mayor inflación, la elasticidad se reduce, en parte como consecuencia de que los inventarios de bienes pudieran tener cierto límite. Asimismo se realizaron regresiones para el caso de México para validar el modelo desarrollado, para lo cual se realizaron pruebas con diferentes especificaciones, dando como resultado que existe evidencia para afirmar que en periodos de alta inflación, la estrategia bancaria tiene un mayor peso sobre la de inventarios de bienes, en particular por los resultados empíricos de la tasa nominal de interés, a consecuencia de que la restricción de la capacidad instalada para construir inventarios se hace presente. Sin embargo, para periodos con bajas inflaciones, la estrategia de inventarios parece adquirir una importancia mayor que la bancaria.

Apéndice

EL MULTIPLICADOR MONETARIO BAJO EL SUPUESTO DE AGENTES SIN CUENTAS BANCARIAS

Si bien los multiplicadores monetarios han perdido peso en la instrumentación de la política monetaria, a consecuencia de la disminución o ausencia de reserva obligatorias –encaje legal– como instrumento operativo de los bancos centrales,²¹ sería interesante conocer su determinación bajo un escenario donde no todos los agentes tengan activos financieros sustitutos del dinero. Es así, que para poder encadenar el modelo de demanda agregada de efectivo (sección V) con el enfoque más sencillo del multiplicador monetario, se supondrá la existencia de un banco central, de un banco,²² así como de un agente regulador.²³ En la primera parte se supondrá que todos los agentes tienen cuentas bancarias, para posteriormente romper dicho supuesto.

El agente regulador, al principio del periodo, deposita una cantidad (d) de dinero en el banco, depósito que corresponde al ingreso inicial de los individuos, el cual será repartido de acuerdo a la ecuación (11). Del mencionado depósito, el banco guarda una proporción (c)²⁴ como efectivo –precisamente la cantidad de billetes y monedas que serán retiradas a lo largo del periodo, de acuerdo al depósito–,²⁵ por lo que le queda una cantidad $d - dc$ para prestar. Adicionalmente, el banco deposita otra proporción del depósito inicial (r)²⁶ en el instituto central –sus reservas, de las cuales una parte son obligatorias y el resto voluntarias– de tal forma que el préstamo sea por una cantidad $d(1 - r - c)$. El mencionado préstamo se lo concede al agente regulador el cual lo deposita como un nuevo ingreso para los individuos. El proceso continúa con nuevos

²¹ Schwartz (1998), pp. 11-13.

²² Cuando se haga mención de un banco se referirá en adelante a un intermediario financiero que acepte depósitos y conceda préstamos.

²³ El papel asignado al agente regulador es solamente que éste se encargue de repartir el ingreso entre los agentes.

²⁴ La variable c se define como los billetes y monedas entre los depósitos en el banco. Se escogió la misma nomenclatura que se utiliza en los libros de texto que analizan los multiplicadores, lo cual puede crear confusión con la utilizada en el modelo. Para evitar esto, en cada ocasión se define la variable.

²⁵ Se supone, en consecuencia, que el banco tiene previsión perfecta, en el sentido que conoce los montos y la frecuencia de los retiros a lo largo del periodo.

²⁶ La variable r se define como las reservas o los depósitos del banco privado en el banco central entre los depósitos totales del primero.

CUADRO A. 1

	<i>Depósitos</i>	<i>Efectivo</i>	<i>Reservas</i>
1	d	dc	dr
2	$(1 - r - c)d$	$d(1 - r - c)c$	$d(1 - r - c)r$
3	$(1 - r - c)^2d$	$d(1 - r - c)^2c$	$d(1 - r - c)^2r$
<i>Total</i>	$\left(\frac{1}{r+c}\right)d$	$\left(\frac{c}{r+c}\right)d$	$\left(\frac{r}{r+c}\right)d$

créditos a los agentes, más depósitos, como se muestra en el cuadro A.1.

De acuerdo al último renglón del cuadro A. 1 anterior, la base monetaria (B) estará compuesta por la suma del efectivo (E) más las reservas (R), monto que es exactamente igual al depósito inicial (d). Por su parte, la cantidad de dinero (M) al inicio del período estará integrada por la suma de los depósitos y el efectivo.²⁷ Con lo anterior, los multiplicadores para M y E estarán dados por las siguientes expresiones:

$$(A1) \quad M = \frac{1+c}{r+c} B$$

$$(A2) \quad E = \frac{c}{r+c} B$$

que son los multiplicadores monetarios tradicionales.²⁸ El banco central podrá modificar la oferta de dinero y de efectivo a través de cambios en la base monetaria o en el multiplicador correspondiente, mediante operaciones con el banco privado que alteren el depósito inicial d , como por ejemplo la compra y venta de títulos,²⁹ o bien modificando el requerimiento de reservas obligatorias o la tasa de redescuento.

Si ahora se supone que una proporción de agentes no tienen acceso al sistema bancario, el proceso del multiplicador se altera. Efectivamente, en un inicio se supuso que del depósito inicial realizado por el agente regulador, el banco conservaba una proporción (c) en efectivo para hacer frente a los retiros a lo largo del período. Ahora la situación es diferente, ya que el agente regulador otorga una cantidad (d) a los agentes de

²⁷ Evidentemente, efectivo o billetes y monedas (E) ya no serán sinónimos de dinero (M).

²⁸ Ver, por ejemplo, Dornbusch y Fisher (1994), Mauleón (1987) y Diz (1997).

²⁹ Estrictamente, la base monetaria quedaría conformada por el efectivo, las reservas y las tenencias de títulos por parte del banco central. Para una explicación más a fondo, véase Diz (1997).

acuerdo a la ecuación (11); no obstante, de dicha magnitud una proporción $(1 - \theta)$, que refleja la proporción de agentes con cuentas bancarias, la concede a través de depósitos en el banco, y el resto en efectivo. Del depósito, el banco le presta al agente regulador una cantidad $(1 - r - c)d(1 - \theta)^2$, el cual reparte entre los individuos, incluyendo a los que no tienen acceso al sistema bancario. El que el agente regulador preste dinero a todos los agentes puede parecer poco realista, sin embargo, lo que se trata de mostrar con esto es que los deudores utilizan su deuda para realizar compras de bienes y servicios a todo tipo de agentes incluyendo, por supuesto, a los que no tienen cuentas bancarias. Tal como se realizó en la ocasión anterior, se presenta el proceso de la formación del multiplicador monetario en el cuadro A. 2, donde se supone que c^{30} y θ son constantes.

CUADRO A. 2

	<i>Depósitos</i>	<i>Efectivo en el banco</i>	<i>Reservas</i>	<i>Efectivo fuera del banco</i>
1	$d(1 - \theta)$	$dc(1 - \theta)$	$dr(1 - \theta)$	$d\theta$
2	$d(1 - r - c)(1 - \theta)^2$	$dc(1 - r - c)(1 - \theta)^2$	$dr(1 - r - c)(1 - \theta)^2$	$d\theta(1 - r - c)(1 - \theta)$
3	$d(1 - r - c)^2(1 - \theta)^3$	$dc(1 - r - c)^2(1 - \theta)^3$	$dr(1 - r - c)^2(1 - \theta)^3$	$d\theta(1 - r - c)(1 - \theta)^2$
<i>Total</i>	$\frac{(1-\theta)}{\theta+(1-\theta)(r+c)}d$	$\frac{(1-\theta)c}{\theta+(1-\theta)(r+c)}d$	$\frac{(1-\theta)r}{\theta+(1-\theta)(r+c)}d$	$\frac{\theta}{\theta+(1-\theta)(r+c)}d$

Nótese en primer lugar que la base monetaria en el actual contexto es menor a los depósitos iniciales. En el extremo, si $\theta = 0$, lo que indica que no habría banco, la base monetaria sería nula, por lo que el instituto central no tendría forma de alterar la cantidad de efectivo que, por cierto, sería el único medio de pago en la economía. El que la base monetaria sea nula aun y cuando exista efectivo en circulación se debe al supuesto de que el agente regulador es el que proporciona dicho efectivo; evidentemente, si el banco central tiene el monopolio de la emisión, el agente regulador tendría que haber intercambiado depósitos por efectivo con el instituto emisor en algún momento, por lo que la base sería exactamente igual al efectivo en circulación. El incorporar el intercambio anterior al modelo es irrelevante para los resultados, por lo que se continuará trabajando bajo el mismo esquema. A partir de la última fila del cua-

³⁰ En este caso, c es la proporción de efectivo respecto a los depósitos de los agentes con cuentas bancarias, por lo que no hay razón para suponer que difiera bajo el escenario en el cual todos los sujetos tienen depósitos.

dro A. 2 se pueden construir los multiplicadores para el dinero (M) y el efectivo (E), los cuales se muestran en las siguientes ecuaciones:

$$(A3) \quad M = \frac{(1+c)(1-\theta)}{\theta + (1-\theta)(r+c)} B$$

$$(A4) \quad E = \frac{c(1-\theta) + \theta}{\theta + (1-\theta)(r+c)} B$$

Dado que $\theta < 1$, se puede afirmar que el multiplicador del dinero (M) bajo un escenario donde todos los agentes tienen acceso al sistema bancario, ecuación (A1), es mayor al multiplicador con una proporción de individuos sin acceso a los bancos, ecuación (A3), y lo contrario sucede con el multiplicador del efectivo, ecuaciones (A2) y (A4). Lo anterior es evidente dado que en el proceso de la formación del multiplicador existe una salida mayor de efectivo, por lo que el banco dispone de menos recursos para prestar.

De la ecuación (A4) se deriva el hecho de que el multiplicador del efectivo aumenta a medida que θ se eleva. Veamos ahora la otra parte; en la sección V se analizó la elasticidad de la demanda de los billetes y monedas respecto a la tasa de interés, la cual resultó ser menor a $1/2$, donde este último valor representa la elasticidad cuando $\theta = 1$. Ello, debido a que una proporción θ de los agentes no reacciona ante cambios en dicha variable. Si ahora se unen ambos resultados –sobre la oferta y la demanda de efectivo–, se puede afirmar en consecuencia que, a medida que θ mayor –lo que quiere decir que más transacciones se realizan por agentes sin cuentas bancarias–, los instrumentos del banco central serán más sensibles para modificar tanto la cantidad de efectivo como la tasa de interés respectiva. A manera de ejemplo, supóngase que el objetivo de las autoridades monetarias sea aumentar el monto de billetes y monedas y que, para lograrlo, el instituto central realiza una compra de títulos al banco por determinado monto, aumentando así la base monetaria. A medida que θ sea más grande, el desplazamiento de la oferta –a la derecha– será mayor, propiciando una caída más fuerte de la tasa de interés, y dicha caída se vería acentuada por la poca elasticidad de la demanda de efectivo a cambios en la tasa de interés. Es así, que con todo lo demás constante, conforme θ es mayor, las operaciones de mercado abierto tendrán efectos más intensos sobre el efectivo y acarrearán cambios más abruptos sobre la tasa de interés respectiva; y lo mismo se puede decir para la influencia de los otros

instrumentos del banco central para con el efectivo en manos del público.

BIBLIOGRAFÍA

- Arellano Cadena, Rogelio (1986), *Análisis del comportamiento del multiplicador monetario: Chile, México, Uruguay y Venezuela*, CEMLA, México (serie Cuadernos de Investigación, n° 26).
- Barro, Robert (1976), "Integral Constraints and Aggregation in an Inventory Model of Money Demand", *Journal of Finance*, vol. 31, n° 1, marzo, pp. 77-88.
- Barro, Robert (1984), *Macroeconomics*, John Wiley & Sons, Nueva York.
- Baumol, William J. (1952), "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 66, noviembre, pp. 545-56.
- Blanchard, O., y S. Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge (Mass.).
- Cagan, Phillip (1956), "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", en Milton Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, Chicago (Ill.), pp. 25-117.
- Diz, Adolfo C. (1997), *Oferta monetaria y sus instrumentos*, CEMLA, México (serie Estudios).
- Dornbusch, R., y Stanley Fisher (1994), *Macroeconomía*, sexta edición, McGraw-Hill/Interamericana de España, Madrid.
- Dowd, Kevin (1990), "The Value of Time and the Transactions Demand for Money", *Journal of Money, Credit and Banking*, febrero.
- From, Erich, y M. Maccoby (1973), *Sociopsicoanálisis del campesino mexicano*, Fondo de Cultura Económica, México.
- Hubenthal, Dieter, y Ruben Gattelet (1999), *La regulación y supervisión de las cooperativas de ahorro y crédito en América Latina*, CEMLA, México (serie Cuadernos de Investigación, n° 47).
- Kiyotaki, N., y R. Wright (1989), "On Money as a Medium of Exchange", *Journal of Political Economy*, vol. 97, n° 4.
- Kiyotaki, N., y R. Wright (1993), "A Search-Theoretic Approach to Monetary Economics", *American Economic Review*, marzo.
- Laidler, David (1977), *The Demand for Money*, segunda edición, Harper & Row Publishers, EUA.

- Lewis, Óscar (1961), *Antropología de la pobreza: cinco familias*, Fondo de Cultura Económica, México.
- McCallum, Bennet (1989), *Monetary Economics*, Macmillan.
- Mansell Carstens, Catherine (1995), *Las finanzas populares en México: el redescubrimiento de un sistema financiero olvidado*, CEMLA-Milenio-ITAM, México.
- Mauleón, Ignacio (1989), "Oferta y demanda de dinero: teoría y evidencia empírica", *Alianza Economía y Finanzas* (Madrid).
- Miller, Merton, y Daniel Orr (1966), "A Model of the Demand for Money by Firms", *Quarterly Journal of Economics*, n° 80, agosto.
- Naddor, Eliezer (1966), *Inventory Systems*, John Wiley & Sons, Nueva York.
- Pérez-Velasco Pavón, J. C. (1999), *El dinero electrónico y su influencia en la demanda de billetes y monedas*, CEMLA, México (serie Cuadernos de Investigación, n° 50).
- Plattner, Stuart (1989), *Antropología económica*, Alianza-Centro Nacional para la Cultura y las Artes, México.
- Rojas, Édgar, y Pedro César Rodríguez (1997), "El multiplicador monetario en Venezuela: un estudio sobre su estabilidad y las implicaciones para la política monetaria", *Monetaria*, vol. XX, n° 4, octubre-diciembre, pp. 347-79.
- Romer, D. (1986), "A Simple General Equilibrium Version of the Baumol-Tobin Model", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 101.
- Schwartz, Moisés (1998), *Consideraciones sobre la instrumentación práctica de la política monetaria*, Banco de México (Documento de Investigación, n° 9804).
- Star, Martin K. (1962), *Inventory Control: Theory and Practice*, Prentice Hall, Inc.
- Tobin James (1956), "The Interest Elasticity of Transactions Demand for Cash", *Review of Economics and Statistics*, vol. 38, agosto, pp. 241-47.
- Tobin, James (1958), "Liquidity Preference as Behaviour Towards Risk", *Review of Economics Studies*, vol. 25, n° 2, febrero, pp. 65-86.
- Weatherford, Jack (1997), *La historia del dinero*, Editorial Andrés Bello, Santiago de Chile.
- Whallen, Edward L. (1966), "A Rationalization of the Precautionary Demand for Cash", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 80, n° 2, mayo.

Reginald Darius
Oral Williams

Un examen de la hipótesis de la paridad del poder adquisitivo en un entorno de baja inflación

I. INTRODUCCIÓN

Este documento explora la presencia de la paridad del poder adquisitivo (*purchasing power parity*, PPP) en baja inflación, en el área de moneda unificada de tipo de cambio fijo de los territorios correspondientes al Banco Central del Caribe Oriental (Eastern Caribbean Central Bank, ECCB). La hipótesis PPP fue examinada usando dos enfoques estándar; verificando las raíces unitarias y asimismo el vector cointegrador entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos con base en datos mensuales y trimestrales. La hipótesis nula de la raíz unitaria en el tipo de cambio real no pudo ser rechazada en ninguno de los países en cuestión sin tomar en cuenta la frecuencia de datos. En dos países únicamente se encontró un vector cointegrador mediante el uso de datos mensuales, y en tres, en cambio, me-

Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, la ponencia presentada por R. Darius y O. Williams, economistas, del Departamento de Investigación e Información, del Banco Central del Caribe Oriental (ECCB), en la IV Reunión de la Red de investigadores de bancos centrales del Continente Americano, celebrada en Santiago de Chile, el 20 y 21 de octubre de 1999. Las opiniones expresadas en este documento son de los autores y no necesariamente reflejan las posiciones políticas del ECCB. Todos los errores y omisiones son de la exclusiva responsabilidad de los autores.

dante el uso de datos trimestrales. La longitud de las series de datos (1980-97) puede ser que influyera en los resultados, al igual que las omisiones de factores reales. Los resultados generales sugieren la necesidad de buscar modelos con mayor poder explicativo, que puedan usar datos de panel (equipo consultivo) para extender la longitud de las series.

La relación entre precios relativos y el tipo de cambio ha constituido un campo de investigación intensiva. La mayoría de los estudios están enfocados a la validez empírica de la hipótesis de la paridad del poder adquisitivo (PPP), en la tarea por parte de los investigadores de establecer si existe un comovimiento (o movimiento simultáneo) de los tipos de cambio y los precios relativos en el largo plazo. La hipótesis de la PPP se remonta a los trabajos de los economistas clásicos, incluidos Alfred Marshall, John Stuart Mill y Viscount Goschen, si bien la interpretación moderna está asociada con el trabajo de Cassel (1921, 1920).¹ Aparte de ser considerada una teoría de determinación del tipo de cambio por los modernos estudiosos, el interés en la hipótesis refleja, en parte, su importancia como piedra fundamental de las modernas teorías sobre el tipo de cambio.² Asimismo, la teoría ha sido utilizada para determinar el tipo de cambio más relevante para un país recién independizado y pronosticar los tipos de cambio a mediano y largo plazo.

El desarrollo de la investigación en este campo en particular refleja los cambios ocurridos en el sistema global monetario a mediados de los setenta, junto con los acontecimientos en econometría y, en particular, la teoría de la cointegración. La mayoría de los investigadores no han encontrado pruebas que apoyen la hipótesis. Por ejemplo, Corbae y Ouliaris (1988), Park (1991), Ardeni y Lubian (1991) y Dornbusch (1988), que usaron análisis de cointegración, se mostraron unánimemente en favor del rechazo de la PPP como hipótesis de largo plazo, mediante el uso de técnicas de cointegración. Sin embargo, debe hacerse notar que la mayoría de los estudios realizados hasta la fecha se llevaron a cabo en países desarrollados y un número limitado en países en desarrollo con elevada inflación.

La principal motivación de este artículo consiste en examinar

¹ Las ideas de Cassel tuvieron gran influencia en la información del debate sobre las tentativas de la Gran Bretaña de restaurar su paridad monetaria de antes de la guerra con el dólar después de 1920.

² El modelo monetario popular flexible, fijo y consistente del tipo de cambio, que se desarrolló en los años que siguieron a 1970 para explicar el comportamiento del tipo de cambio, usa la hipótesis PPP como piedra esencial de su construcción. Véase Dirbyscg (1976) y Frenkel (1970).

la relevancia de la hipótesis PPP en una muestra de países en desarrollo. Los países seleccionados son aquellos que forman parte del área monetaria unificada del Caribe Oriental.³ La muestra fue elegida por dos razones, una su bajo entorno inflacionario, y la otra la existencia de un tipo de cambio nominal fijo para todo el grupo de países. Esto es de particular importancia, ya que los estudios realizados en países de elevada inflación apoyan con más fuerza la hipótesis que los llevados a cabo en condiciones de estabilidad general de precios.

La estructura del documento sigue el siguiente orden: en la sección II, la teoría de la PPP básica será examinada y se discutirán las posibles razones por las desviaciones a corto y largo plazo de la teoría. La sección III examina la técnica econométrica y, en particular la teoría de cointegración, así como su aplicabilidad general al estudio que se emprende. La sección IV discute los resultados obtenidos, así como las cuestiones relacionadas que surgieron durante el análisis.

II. PARIDAD DEL PODER ADQUISITIVO

La teoría de la paridad del poder adquisitivo se usa para determinar los precios y el tipo de cambio. Si se da por supuesto un costo de transacción cero y otros impedimentos para el comercio, dado que todos los bienes son comerciables, se tendría como resultado un arbitraje efectivo en la versión más fuerte de la PPP, es decir, PPP absoluta, que se enuncia como sigue a continuación:

$$(1) \quad E = P / P^*$$

donde, E es el tipo de cambio y representa el número de unidades de moneda local requeridas para la compra de una unidad de moneda extranjera. P y P^* son los índices de precios local y extranjero, respectivamente. Esta versión de la PPP se establece sobre la ley de un solo precio, la cual enuncia que una vez convertidos en moneda común, los niveles de precios nacionales deberían ser iguales.

³ El Banco Central del Caribe Oriental es la autoridad monetaria para seis islas independientes del Caribe Oriental, o sea: Santa Lucía, Dominica, Granada, Saint Kitts y Nevis, Antigua y Barbuda, y San Vicente, además de los territorios dependientes británicos de Montserrat y Anguila. Hasta donde sabemos, solamente se ha realizado un estudio con el uso de datos de esta zona. Sin embargo, el estudio estaba basado en datos de baja frecuencia y comprobaba la relación de los datos para todo el grupo. Véase Rambarran (1995).

En realidad, el precio de equilibrio de un bien puede no ser el mismo cuando se le convierte en una moneda común. Una de las razones de que esto ocurra es el margen creado por el costo del transporte, las tarifas de cuota y la asimetría en la información, que reduce la efectividad de los arbitradorees. Además, la presencia de bienes no comerciables puede impedir que los arbitradorees respondan a las oportunidades de inversiones lucrativas. Asimismo, la no neutralidad del dinero puede generar diferencias de precio en bienes similares entre países.

Para dar cuenta de las deficiencias de la versión absoluta de la PPP se suele especificar una alternativa a la que se hace referencia como PPP relativa. Según esta versión, la alteración en el tipo de cambio es equivalente a la diferencia en las tasas de inflación como se da a continuación:

$$(2) \quad \Delta E = \Delta P - \Delta P^*$$

donde, ΔE es el cambio de porcentaje en el tipo de cambio, mientras que ΔP y ΔP^* representan la tasa de alteración del nivel del precio local y extranjero. La ecuación anterior muestra que la tasa de alteración del tipo de cambio se acerca a la tasa local de inflación menos la tasa de inflación extranjera. Dado que la hipótesis PPP se considera como una teoría de la determinación del tipo de cambio, se puede llegar a la conclusión errónea de que la validez de la teoría puede depender del grado de flexibilidad del tipo de cambio. Sin embargo, no obstante que la mayoría de los países en desarrollo han mostrado preferencia por el mantenimiento de una vinculación fija con una de las principales monedas, resulta imposible evitar las fluctuaciones en el tipo de cambio efectivo mientras se permita que las principales monedas estén flotando entre sí.

1. Desviaciones de la paridad del poder adquisitivo

Una razón obvia de las desviaciones del tipo de cambio de su valor PPP en el largo plazo consiste en que una cantidad sustancial de bienes no puede ser comerciada. De este modo, con la existencia de bienes no comerciados, no se satisface la condición de arbitraje para todos los bienes producidos, sino sólo para los bienes comerciables. Las desviaciones de la PPP ocasionadas por la existencia de bienes no comerciables es probable que sea más aguda en los países en desarrollo, donde la canasta de consumo típica consiste en más artículos no comerciables. Existen dos posibles métodos, que se pueden utilizar para abordar esta

cuestión. Rogers y Jenkins (1995) desagregaron los datos y pusieron a prueba la relación a largo plazo entre los precios relativos de ciertos productos primarios entre diferentes países. Kim (1990) usó los precios de mayoreo más bien que los índices de precios al consumidor, con base en el supuesto de que los precios mayoristas constituyen un mejor indicador del precio general de los bienes comerciados.

En el curso de las dos últimas décadas, el debate sobre la PPP ha dado por resultado cierto número de teorías que tratan de explicar las desviaciones de la PPP, sean transitorias o permanentes. Un factor que se identifica comúnmente, es el papel de las "noticias" y, en particular, la respuesta de los tipos de cambio a los nuevos sucesos. La reacción de los tipos de cambio a las noticias formó la base del modelo Dornbusch (1976) de reacción excesiva de los tipos de cambio. Daniel (1986) mantiene que la respuesta de los tipos de cambio a las noticias constituye un determinante crucial de las desviaciones de la PPP a corto plazo. La base de la teoría es que las noticias se procesan más rápidamente en el caso de los tipos de cambio que en el de los precios. La razón es que los precios son determinados en los mercados de productos, donde las señales tienden a ser digeridas muy lentamente. Esto se compara con los tipos de cambio, que son determinados en los mercados por licitación, donde las noticias son rápidamente asimiladas.

Con base en la anterior hipótesis, las desviaciones de la PPP son en gran parte el resultado de la consistencia de los precios. En consecuencia, es lógico llegar a la conclusión de que tales desviaciones deberían desaparecer al paso del tiempo, a medida que los precios se ajustan a un nuevo equilibrio dadas las perturbaciones nominales. En el caso en que ocurre una perturbación real y los índices de precios contengan diferentes bienes y ponderaciones en varios países, las desviaciones de la PPP pueden declinar, pero sin llegar a desaparecer por completo. El papel de las noticias como fuente de desviación de la PPP probablemente será más relevante en los países desarrollados. Esto se relaciona con el hecho de que en los países desarrollados, con mercados financieros sofisticados, los movimientos del tipo de cambio usualmente se ven influenciados por los acontecimientos en los mercados de activos.

Otra explicación de las desviaciones de la PPP, que está ganando creciente popularidad, es la idea de una parcial transferencia inmediata de los tipos de cambio. Esta hipótesis ha sido analizada y desarrollada por cierto número de teóricos, inclui-

dos Froot y Rogoff (1995) y Freenstra y Kendall (1997). El principio básico de la proposición es que en condiciones de competencia imperfecta, las empresas involucradas en la exportación de bienes y servicios pueden ajustar los precios en menos de la alteración completa del tipo de cambio. Una firma que desea mantener su cuota de mercado, podrá reducir sus márgenes de beneficio, a fin de absorber parte de los incrementos de precio asociados con la apreciación de la moneda. En consecuencia, sólo cierto porcentaje del incremento de los precios asociado con la alteración de la moneda se transfiere a los precios de importación.

Freenstra y Kendall (1997) alegan que el cambio de precios con relación a los sustitutos nacionales, a causa del comportamiento de transferencia, debería tomarse en cuenta al medir la paridad entre los precios de los países exportadores e importadores. A fin de tomar en cuenta el efecto de transferencia se recomienda un promedio ponderado de importación con relación a los precios nacionales y de los precios de exportación con respecto al costo de producción.

Este debate pone de relieve sobre todo las explicaciones por las desviaciones de la PPP a corto plazo, aunque en el largo plazo tales disminuciones deberían disminuir significativamente. En contraste, estudios empíricos indican que en cierto número de casos esta desviación persiste en el largo plazo y probablemente se dará razón de ella por factores reales. Balassa (1964) y Samuelson (1964) suministraron la primera posible explicación de ello: declararon que cuando los precios son convertidos en moneda común al tipo de cambio prevaleciente, los precios en los países más ricos serán más elevados que en los países pobres. Una teoría estrechamente relacionada con lo anterior está asociada con el trabajo de Kravis y Lipsey (1983) y Bhagwati (1984). Argumentan que la existencia de relaciones capital/trabajo más elevadas en los países desarrollados tienen como consecuencia salarios más altos. Dando por buenos los supuestos de *i*) costos laborales más bajos en los países en desarrollo, y *ii*) que los bienes no comerciables son el resultado del uso intensivo de mano de obra, los niveles de precios, cuando se miden en moneda común, son más elevados en los países ricos. Otros factores que pueden explicar las persistentes desviaciones de la PPP incluyen acontecimientos con relación a la balanza en cuenta corriente y al comportamiento del gobierno.⁴

⁴ Para una exposición más detallada de estos argumentos, véase Rogoff (1986).

III. COINTEGRACIÓN Y PPP

La teoría de la cointegración es especialmente útil cuando se requiere determinar si dos o más series de tiempo tienen relación estacionaria en el largo plazo. Esta teoría resulta particularmente útil para comprobar la hipótesis de la PPP, la cual es esencialmente una relación de largo plazo. Muchos estudios empíricos anteriores de la PPP indican un alto nivel de violaciones de la teoría en el corto plazo. Aunque la mayoría de los estudios aluden al mediocre desempeño de la teoría en el corto plazo,⁵ muchos economistas sostienen la opinión de que en el largo plazo, el precio relativo puede moverse en proporción a la alteración del tipo de cambio nominal, de modo que el tipo de cambio real se revierta a la paridad. Como se indicó en la sección II, la versión relativa de la PPP puede expresarse de la siguiente manera:

$$\text{Ln}E_t = \eta + \gamma(P_t / P_t^*) + \varepsilon_t$$

Si E_t cambia con el tiempo pero es un proceso estacionario ARIMA (p, q) , entonces las desviaciones de la paridad resultan en gran parte temporal y es de esperar que desaparezcan con el tiempo. En estudios previos se ha comprobado la PPP a largo plazo vía dos métodos. El primer enfoque consiste en comprobar la cointegración entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos. Para la existencia de una PPP a largo plazo, ε_t debería ser estacionaria o las variables en la ecuación cointegradas. El rechazo de la existencia de un vector cointegrador implica que la hipótesis de la PPP no es relevante. El uso de la técnica de cointegración, cuando está vinculada con la estructura de corrección de error permite la separación de relaciones de largo plazo y produce estimaciones superconsistentes. De conformidad con Engle y Granger (1987), dada la presencia de una relación cointegradora entre las variables en la ecuación, es posible especificar una representación de corrección de error que proporciona flexibilidad en el proceso dinámico a corto plazo, en tanto que el modelo se ve obligado a retornar al equilibrio a largo plazo.

1. Datos y hallazgos empíricos

Los datos utilizados en este documento fueron obtenidos de las estadísticas financieras internacionales del Fondo Monetario

⁵ Véase Lehmann (1983), Frenkel (1981).

Internacional. El índice de precios de preferencia es el índice de precios al mayoreo (IPM), aunque los países que se investigaron no calculan este índice; de ahí que se haya utilizado el índice de precios al consumidor (IPC). El tipo de cambio fue el efectivo real y nominal de término de período, medido en términos de unidades de moneda nacional por dólar de Estados Unidos. Las estimaciones se realizaron mediante el uso de datos mensuales y trimestrales, para el período de 1980-97, aunque el tipo de cambio nominal de los países investigados ha seguido estando vinculado a tasa fija al dólar de Estados Unidos durante todo el lapso de tiempo, el hecho es que hubo considerable variabilidad en el índice efectivo del tipo de cambio.

CUADRO 1. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA PARA TIPO DE CAMBIO REAL, EN NIVELES DE PRIMERAS DIFERENCIAS, PARA DATOS TRIMESTRALES Y ANUALES

	<i>ADF(q)</i>	<i>1st diff.</i>	<i>P-P(q)</i>		<i>ADF(m)</i>		<i>P-P(m)</i>	
Antigua	-1.704	-4.307	-1.935	-7.263	-1.991	-7.131	-2.125	-9.153
Dominica	-2.443	-3.566	-2.657	-6.646	-2.336	-6.283	-2.473	-17.549
Granada	-2.020	-3.779	-2.416	-5.919	-2.095	-5.423	-2.376	-12.384
St. Kitts/Nevis	-1.161	-3.230	-1.330	-6.482	-1.258	-6.262	-2.167	-12.092
Sta. Lucía	-1.620	-4.345	-2.137	5.815	-2.153	-6.986	-2.256	-10.321
San Vicente	-1.659	-3.734	-1.603	-6.310	-1.514	-6.072	-1.489	-13.089

NOTA: 95% valor crítico -2.904 para series trimestrales y -2.875 para datos anuales.

El primer método para comprobar la PPP se basó en la prueba del carácter estacionario del tipo de cambio efectivo real. Los resultados de la prueba de raíz unitaria para datos tanto trimestrales como mensuales se muestran en el cuadro 1. Estos resultados indican que tanto las estadísticas de prueba aumentada Dickey-Fuller como las de Phillips-Peron no consiguen rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para las series mensuales y trimestrales de los seis países con un 5% de nivel de confianza.

Sin embargo, la hipótesis nula es rechazada cuando se toman todas las primeras diferencias de las series, es decir, todas las series de los seis países son $I(1)$ como se muestra en el cuadro 1. Así, con base en el carácter no estacionario de la variable tasa del tipo de cambio en niveles, es posible deducir que la relación de PPP es inválida en la muestra de países durante el período de tiempo en consideración.

El siguiente paso para evaluar la relevancia de la teoría de la PPP en esta muestra de países implica comprobar si existe un vec-

CUADRO 2. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA PARA EL TIPO DE CAMBIO NOMINAL EN NIVELES DE PRIMERAS DIFERENCIAS TRIMESTRALES Y MENSUALES

	<i>ADF(q)</i>		<i>P-P(q)</i>		<i>ADF(m)</i>		<i>P-P(m)</i>	
Antigua	-2.787	-4.194*	-2.205	-6.794*	-2.582	-6.829*	-2.407	-9.711*
Dominica	-2.112	-3.055*	-1.562	-5.832*	-0.281	-4.108*	-0.908	-7.273*
Granada	-0.638	-2.807*	-0.183	-5.949*	-0.182	-5.778*	-0.039	-10.07*
St. Kitts/Nevis	-1.454	-3.281*	-1.500	-5.892*	-1.287	-5.842*	-1.326	-10.43*
Sta. Lucía	-1.566	-4.021*	-1.175	-6.580*	-1.195	-6.517*	-1.106	-9.957*
San Vicente	-1.876	-3.563*	-1.528	-6.033*	-1.795	-5.892*	-1.655	-10.48*

NOTA: Los símbolos * y ** denotan rechazo de la hipótesis nula de carácter no estacionario en los niveles de 1% y 5% de significación.

tor cointegrador entre precios relativos y tipo de cambio efectivo nominal. El primer paso en este proceso consiste en comprobar la presencia de una raíz unitaria en las dos series en consideración, esto es, el tipo de cambio efectivo nominal y los precios relativos con los datos mensuales y trimestrales. La comprobación resultante para raíces unitarias en las variables que usan la prueba aumentada Dickey-Fuller y Peron-Phillips se presentan en los cuadros 4 y 5. Los resultados indican que para los datos mensuales y trimestrales, el tipo de cambio efectivo nominal y el nivel de precio son ambos $I(1)$, lo que quiere decir que son estacionarios de primera diferencia. Como ambas variables, que formarían parte de la formulación de la PPP, están integradas en el mismo orden, resulta posible comprobar si está presente un vector cointegrador.

La prueba para confirmar la presencia del vector cointegrador se realiza con el método Johansen. La prueba Johansen se

CUADRO 3. PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA PARA PRECIOS RELATIVOS EN NIVELES Y PRIMERAS DIFERENCIAS BASADAS EN DATOS TRIMESTRALES Y MENSUALES

	<i>ADF(q)</i>		<i>P-P(q)</i>		<i>ADF(m)</i>		<i>P-P(m)</i>	
Antigua	-2.492	-3.629*	-2.045	-15.917*	-5.278	-11.01*	-6.017	-79.41*
Dominica	-0.809	-4.693*	-0.024	-6.824*	-0.279	-6.860*	-0.155	-17.549*
Granada	-0.027	-3.031**	-0.600	-3.215**	-1.165	-3.546**	1.048	-11.740*
St. Kitts\Nevis	-2.016	-1.168	-1.694	-7.285*	-2.252	-5.576*	-1.673	-14.369*
Sta. Lucía	-1.308	-7.849*	-3.456	-41.78*	-2.720	-11.00*	-1.869	-238.51*
San Vicente	-0.308	-4.359*	-0.083	-7.528*	-0.070	-6.048*	-0.237	-17.137*

NOTA: Los símbolos * y ** denotan rechazo de la hipótesis nula de carácter no estacionario en el nivel de 1% y 5%, respectivamente.

realiza en el marco del VAR (vector de autorregresión variable), tomando en consideración diferentes valores de la longitud del rezago $K = 1$ a 8. En la mayoría de los casos se requiere un rezago de $K = 4$ para eliminar la correlación serial en los residuales, a fin de poder notificar los resultados estadísticos basados en un VAR (4). Los resultados de la prueba cointegradora se muestran en el cuadro 4 para datos de series de tiempo mensuales y trimestrales. Los resultados de la prueba indican que tanto para las series mensuales como trimestrales se identificó un vector cointegrador en Sta. Lucía y, St. Kitts y Nevis, asimismo, se confirmó la presencia de un vector cointegrador en el caso de Dominica, basado en una serie de datos trimestrales.

CUADRO 4. RESULTADOS DE LA PRUEBA JOHANSEN DE COINTEGRACIÓN PARA SERIES MENSUALES Y TRIMESTRALES

	<i>Mensual</i> <i>HO: R ≤ 2</i>	<i>Trimestral</i>	<i>Mensual</i> <i>1 como máx.</i>	<i>Trimestral</i>	<i>Mensual</i> <i>Ninguna</i>	<i>Trimestral</i>
Antigua			1.203	0.458	7.621	8.152
Dominica			0.007	7.425	6.739	8.236
Granada			0.060	0.067	7.350	8.859
St. Kitts\Nevis			7.505	9.268	19.442	26.173
Sta. Lucía			4.521	4.528	10.21	28.260
San Vicente			0.098	0.0416	7.296	7.675

NOTAS: Los valores críticos para datos mensuales y trimestrales: como máximo un vector en 5% y 1%, 3.76 y 6.65, respectivamente, no hay vectores en 5% y 1% 15.41 y 20.04. * Indica significación en el nivel de 5 por ciento.

La falta de cointegración o evidencia de la PPP en cierto número de países puede decirse que se desvía de las expectativas *a priori*. En realidad, la regla convencional es que, cuanto más significativa la porción de no comerciables en el PIB, mayor la posibilidad de que el tipo de cambios sea divergente de su valor de PPP. En general, cuando la paridad del precio se calcula a partir de un precio general, ello puede inducir sesgos sistemáticos para países en los que el sector no comerciable es dominante. Los países que forman parte de la zona monetaria del Caribe Oriental poseen una producción nacional muy débil, y por extensión la participación no comerciable en el ingreso es relativamente baja. Una medida un poco cruda de la contribución del sector comerciable al PIB es la porción del comercio externo al PIB, que es relativamente elevada a través de la muestra de países en este estudio.

La literatura sobre la PPP sugiere que las restricciones comer-

ciales y, específicamente, las restricciones asimétricas sobre las importaciones, comparadas con las exportaciones, es una probable causa de desviaciones de la PPP, especialmente entre los países en desarrollo. Sin embargo, la evidencia conclusiva que apoya esta opinión resulta limitada en la Organización de los Estados del Caribe Oriental (OECE), dado que las restricciones han sido gradualmente reducidas durante los dos últimos decenios. Además, en los casos en que se han impuesto restricciones, generalmente ha sido una medida no prohibitiva, a fin de generar ingresos. Asimismo, el contenido muy grande de las importaciones en el consumo y la producción limita el grado en que es posible discriminar las importaciones.

McNown y Wallace (1989) han ilustrado que el tipo de cambio en los países de elevada inflación tendía a seguir la PPP más de cerca que en los países de baja inflación. En un entorno de elevada inflación, el crecimiento monetario es fácil que opaque los factores reales, por lo que el tipo de cambio es probable que converja con su valor de PPP. De ahí que sea muy plausible que la razón de la débil evidencia que apoya la PPP en esta muestra de países se deba al entorno de baja inflación en general que existe en ellos. La naturaleza del arreglo monetario en la muestra de países restringe la capacidad de los gobiernos para generar brotes de inflación vía una excesiva acomodación monetaria de las expansiones fiscales. Los precios en los países están ampliamente determinados por los acontecimientos en los países que son principales socios comerciales. La tasa de inflación en el grupo de países es en promedio de aproximadamente 5.0 por ciento.

Otra probable causa de la PPP en este grupo de países en desarrollo se relaciona con el uso del tipo de cambio efectivo en este estudio. Este tipo de cambio depende en gran medida de la estructura del comercio de productos, ya que las ponderaciones aplicadas a los precios se basan principalmente en los datos sobre el comercio. La deficiencia de este enfoque consiste en que el comercio de servicios y los flujos financieros tienden a ejercer una fuerte influencia sobre el tipo de cambio en los países en desarrollo.

2. Impacto a corto plazo de la inflación sobre los tipos de cambio

Para los países donde la hipótesis nula de no cointegración es rechazada, es posible estimar un modelo de corrección de error, mediante el uso de los residuales de la regresión de equi-

libro. La teoría que subyace en la estimación de ese modelo es que la proporción en que se desvía de la PPP en el período inicial resulta corregida en el siguiente período. En consecuencia, es posible especificar un modelo de corrección de error de la siguiente forma:

$$\Delta \ln E_t = \sum_{i=1}^n \pi_i \Delta \ln E_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta \ln(p_{t-i}^d / p_{t-i}^f) + \lambda \{\ln(E_{t-1} - \mu - \chi \ln(p_{t-1}^d / p_{t-1}^f))\} + \zeta_t$$

CUADRO 5. MODELOS DE CORRECCIÓN DE ERROR (VARIABLES EN PRIMERAS DIFERENCIAS)

Variables	Datos mensuales		Datos trimestrales		
	Sta. Lucía	St. Kitts	Sta. Lucía	St. Kitts	Dominica
E_{t-1}	0.408 + (0.069)	0.3177+ (0.063)			
E_{t-2}	-0.159* (0.074)				
E_{t-3}	0.114** (0.069)		0.327* (0.120)		
E_{t-4}				0.236** (0.120)	
RP_{t-1}	0.005 (0.005)		0.246* (0.122)	-0.187 (0.588)	0.439+ (0.138)
RP_{t-2}	0.0096** (0.005)		0.240** (0.123)		
RP_{t-3}	0.010** (0.005)			1.201** (0.683)	
RP_{t-4}	0.008** (0.004)			1.086 (0.659)	
ECR_{t-1}	-0.016** (0.009)	-0.0005+ (0.0001)	-0.042* (0.018)	-0.071+ (0.019)	-0.050* (0.019)
R^2	.17	.15	.191	.214	.172
DW	1.97	1.96	1.6	1.55	1.48
SER	0.010	0.026	0.007	0.018	0.009
LM	0.555	1.431	1.289	1.204	0.7119

NOTAS: Se estimó una constante, pero no se notificó. * y ** denota significación en el intervalo de confianza de 5% y 10%, en tanto que + denota significación en el nivel de confianza de 1%. DW es el estadístico Durbin Watson, SER es el error estándar de la regresión y LM es el estadístico de prueba para la correlación serial Breusch-Godfrey en la prueba LM de más elevado orden de correlación. ECR es el término de corrección de error, RP son los precios relativos, y E es el tipo de cambio nominal efectivo.

donde, Z_t es el término de corrección de error, que muestra la desviación del tipo de cambio de su valor PPP, que es corregido en los subsecuentes periodos. El coeficiente ζ mide la respuesta de período único del choque del tipo de cambio. Si el coeficiente es significativamente diferente de cero y es negativo, ello implica que el tipo de cambio se ajustará a largo plazo a la relación PPP. En consecuencia, un incremento en la relativa tasa de inflación nacional, comparada con el país extranjero reducirá el valor de la moneda nacional, pero la moneda eventualmente convergirá con su equilibrio a largo plazo.

Los resultados del modelo de corrección de error de vector para países en los cuales la presencia de un vector cointegrador fue confirmada se muestran en el cuadro 5. El modelo VEC se estima para series de datos trimestrales y anuales. La manera de abordar los modelos se basa en un enfoque que va de lo general a lo específico asociado con el trabajo de Hendry (1987). El procedimiento implica la estimación de una VAR con todas las variables que entran en el modelo y son $I(1)$. La ecuación se estima inicialmente con variables dependientes que tienen rezagos de cuatro trimestres para datos trimestrales y doce rezagos para datos mensuales. Se realizó una prueba de supresión de variable, a fin de determinar la significación de las variables rezagadas. Se presenta la ecuación final parsimoniosa para los diversos países que se estudian, con la advertencia de que fue sometida a una batería de diagnósticos mediante prueba.

En general, aunque los modelos pasan la batería de diagnósticos de prueba, la capacidad de ECM para explicar los movimientos del tipo de cambio fue limitada, como puede interpretarse vía la estadística R^2 ajustada. Con base en los resultados obtenidos, los coeficientes estimados del término de corrección de error fue significativo y correctamente suscrita en todos los países, y sugiere una reacción relativamente rápida a las desviaciones corregidas de la PPP. Sin embargo, el ajuste del tipo de cambio a la diferencia de inflación entre Estados Unidos y los países respectivos fue inferior a 10%, lo que puede considerarse como relativamente pequeño.

3. ¿Existe una alternativa?

En general, los resultados de este estudio son consistentes con otros análisis acerca de la relevancia de la hipótesis de la PPP. El rechazo de la teoría es generalmente invariante en cuanto al tipo de prueba realizada o la frecuencia de datos utilizada. Una gran dificultad es que un investigador no puede determi-

nar fácilmente si la incapacidad de rechazar la hipótesis de raíz unitaria es un reflejo del poder limitado de la prueba de raíz unitaria, especialmente en muestras pequeñas. En su búsqueda de un poder incrementado, cierto número de investigadores han intentado evaluar la teoría mediante el uso de mayores intervalos. Otro método, que se está volviendo cada vez más popular, es el uso de datos de panel para tratar de confirmar la hipótesis de PPP. El uso de este método para comprobar la PPP fue motivado por el trabajo de Levin y Lin (1992).⁶ Sin embargo, aunque los resultados de dicha prueba son más concluyentes, no llegan a ser abrumadores. Además, unos cuantos investigadores han cuestionado la eficiencia de la prueba de raíz unitaria en datos de panel.⁷

La ventaja de los datos de panel basados en la prueba de raíz unitaria es que compensan por la insuficiente variación de las series de tiempo mediante la introducción de la variación sectorial cruzada, lo cual da por resultado un incremento en el poder de la prueba. Esta cualidad hace que la prueba sea particularmente útil en la zona del Banco Central del Caribe Oriental, y de hecho en muchos estudios previos acerca de estas economías se ha utilizado el enfoque de datos de panel para permitir crecientes grados de libertad, cuando el intervalo de los datos de series de tiempo es relativamente breve.⁸ Sin embargo, nuevas investigaciones han puesto en duda la eficacia de los datos de panel basados en pruebas de raíz unitaria para probar la hipótesis. O'Connell (1996) arguye que los estudios de panel de muestras amplias resultan inexactos, puesto que no dan cuenta de la dependencia sectorial entrecruzada en el tipo de cambio real. El razonamiento subyacente es que los tipos de cambio reales de dos países estrechamente ligados están generalmente correlacionados. Por ejemplo, un choque adverso a los países del Caribe Oriental que afecte los precios o tipos de cambio, hará que se desvíen juntamente. Si tal dependencia sectorial entrecruzada es ignorada, el poder y tamaño de la prueba de raíz unitaria de datos de panel resulta significativamente redu-

⁶ Debe hacerse notar que los valores críticos para las raíces unitarias en los datos de panel en esta estructura no incorporan correlaciones seriales en las perturbaciones.

⁷ Frenkel y Rose (1996) han encontrado evidencia de reversión media con el uso de datos de panel; Papell ha encontrado considerable evidencia, si bien no concluyente, contra la hipótesis de raíz unitaria. En contraste, Abauf y Jorion (1990) no encuentran más que muy débil evidencia en apoyo de la PPP con uso de datos de panel en una muestra de diez países industrializados.

⁸ Entre los ejemplos de estudios en que se ha usado series de datos de panel figuran Watson (1993) y Williams y Darius (1997).

cida.⁹ Así, la aceptación de la hipótesis de PPP por algunos teóricos que usan datos de panel se debe en gran parte al hecho de que la dependencia seccional no está controlada. En este estudio, O'Connell (1996), ilustra que una vez controlada mediante el uso de GLS para incrementar la eficiencia de la prueba, la evidencia en apoyo de la hipótesis de la PPP en datos de panel no resulta más favorable que cuando se usan datos de series de tiempo

IV. CONCLUSIÓN

El principal propósito de este estudio fue examinar la relevancia de la hipótesis de PPP en un entorno relativamente estable y de baja inflación. El procedimiento seguido en la prueba se basó extensivamente en los recientes progresos de la teoría econométrica y, en particular, los avances realizados en el área de la cointegración. La hipótesis de PPP se examinó con el uso de dos enfoques estándar: comprobación de raíces unitarias en el tipo de cambio real, así como de un vector cointegrador entre el tipo de cambio nominal y los precios relativos. Estas pruebas fueron llevadas a cabo mediante el empleo de datos tanto trimestrales como mensuales.

A partir de este estudio, la evidencia que apoya la hipótesis de PPP resultó generalmente débil. La hipótesis nula de una raíz unitaria en el tipo de cambio real no pudo ser rechazada en ninguno de los países haciendo caso omiso de la frecuencia de datos. Al mismo tiempo, se confirmó un vector cointegrado en sólo dos países con el uso de datos mensuales y en tres países en el caso de datos trimestrales.

El resultado del estudio es consistente con otros estudios, lo que indica que la teoría probablemente será menos relevante en países que experimentan tasas de inflación relativamente bajas. Además, el método de calcular el tipo de cambio efectivo junto con el nivel de restricciones comerciales en estos países, puede haber ejercido impacto en los resultados. El no haber encontrado evidencia concluyente en apoyo de la hipótesis puede deberse también a la brevedad de las series de tiempo utilizadas. Para contrarrestar este problema, cierto número de investigadores han recurrido al uso del panel, método que no fue utilizado en este artículo en parte por el hecho de que probablemente será ineficiente, en caso de que no se tome en con-

⁹ Para una mayor elaboración véase O'Connell (1996), pp. 4-6.

sideración la independencia de la sección entrecruzada para los resultados que usan ese método. Los resultados generales del estudio indican la necesidad de buscar modelos de mayor poder explicativo, a fin de modelar el comportamiento del tipo de cambio, y de ahí la necesidad de desarrollar y probar modelos que incorporen el papel de los factores reales para explicar los movimientos del tipo de cambio.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ardeni, P., y D. Lubian (1991), "Is there trend reversion in purchasing power parity?", *European Economic Review*, vol. 35, n° 5, pp. 1035-55.
- Bahmani-Oskooee, M. (1993), "The purchasing power parity based on effective exchange rate and co-integration: 25 ldc's experience with its absolute formulation", *World Development*, vol. 21, n° 6, pp. 1023-31.
- Balassa, B. (1964), "The purchasing power parity doctrine: a reappraisal", *Journal of Political Economy*, vol. 72, n° 6, diciembre, pp. 584-96.
- Conejo, C., y M. Sheilds (1993), "Relative PPP and the long-run terms of trade for five Latin American countries: a cointegration approach", *Applied Economics*, vol. 25, pp. 1511-25.
- Corbae, D., y S. Ouliaris (1988), "Cointegration and test of purchasing power parity", *Review of Economics and Statistics*, vol. 70, n° 3, pp. 508-21.
- Dornbusch, R. (1976), "Expectations and exchange rate dynamics", *Journal of Political Economy*, vol. 84, pp. 1161-77.
- Enders, W. (1988), "ARIMA and cointegration tests of PPP under fixed and flexible exchange rate regimes", *Review of Economics and Statistics*, vol. 70, pp. 504-8.
- Engle, R., y C. Granger (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, vol. 55, n° 2, pp. 251-76.
- Freenstra, C., y D. Kendall (1997), "Pass through of exchange rates and purchasing power parity", *Journal of International Economics*, vol. 43, n^{os} 1-2.
- Frenkel, J. (1976), "A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence", *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 78, pp. 200-24.
- Frenkel, J., y A. Rose (1996), "A panel project on purchasing power parity", *Journal of International Economics*, vol. 44, n° 1.

- Froot, K., y K. Rogoff (1995), "Perspectives on the PPP and long run real exchange rates", en G. Rossman y K. Rogoff (eds.), *Handbook of international economics*, vol. 3, North-Holland, Amsterdam, pp. 1647-88.
- Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 231-54.
- Johansen, S., y K. Juselius (1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with application to demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, pp. 169-210.
- Levin, A., y C. Lin (1992), *Unit root test in panel data: asymptotic and finite sample properties*, Universidad de California, San Diego (Discussion paper, 92-123).
- McNown, R., y M. S. Wallace (1989), "National price levels, purchasing power parity and co-integration: a test of four high inflation economies", *Journal of International Money and Finance*, vol. 8, n° 4, diciembre, pp. 533-45.
- O'Connell, P. G., (1998). "The overvaluation of purchasing power parity", *Journal of International Economics*, vol. 44, n° 1.
- Officer, L. H. (1976), "The purchasing -power- parity theory of exchange rates: a review", *IMF Staff Papers*, vol. 23, pp. 1-60.
- Papell D., H. (1997), "Searching for stationarity: purchasing power parity under the current float", *Journal of International Economics*, vol. 43, n° 314.
- Rambarran, A. (1995), *Long-run purchasing power parity: the Caribbean experience, 1973-93*, documento presentado en el Seminario de la Revista Anual del Departamento de Investigación, del Banco Central de Barbados.
- Rogoff, K. (1996), "The purchasing power parity puzzle", *Journal of Economic Literature*, vol. XXXIV, pp. 647-68.
- Tang, M., y R. Butiong (1994), *Purchasing power parity in the Asian developing countries: a cointegration test*, Banco Asiático de Desarrollo (Statistical Report Series, n° 17).
- Telatar, E., y H. Kazdaghi (1998), "Reexamining the long run purchasing power parity hypothesis for a high inflation country: the case of Turkey, 1980-1993", *Applied Economics Letters*, vol. 5, pp. 51-53.
- Wu, Y. (1996), "Are real exchange rates non-stationary? Evidence form a panel data test", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 28, n° 1.

Jorge Enrique Restrepo Londoño

Reglas monetarias en una economía pequeña y abierta

I. INTRODUCCIÓN

En este artículo se construye un modelo de ciclos de negocios con precios rígidos como el de Clarida, Galí y Gertler (1998), pero adaptado a una economía pequeña y abierta.¹ La economía construida se calibra para analizar diferentes reglas de política del tipo de Taylor (1993) y los efectos de cuatro choques: tecnológico, de costos, de demanda y de tasa de interés internacional o de factor de riesgo del país. El modelo tiene semejanzas con el de Svensson (1997) y el de Ball (1998). El objetivo del ejercicio es captar los efectos que tienen los choques y la po-

¹ Este tipo de modelos también es conocido como nuevo keynesiano dinámico o modelos de optimización *IS-LM*. Análisis de reglas monetarias en economías cerradas se encuentran en Svensson (1997), Ball (1997), Rotemberg y Woodford (1998), y Hansen y Sargent (1999).

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el artículo de J. E. Restrepo Londoño, investigador del Departamento Nacional de Planeación (DNP), de Colombia, aparecido en Ensayos sobre política económica, n° 33, junio de 1998, pp. 61-84. El autor agradece los comentarios de Tommaso Monacelli, Juan Carlos Echeverry, Carlos Esteban Posada, Hernán Rincón y de un evaluador anónimo, así como de los asistentes a seminarios en el DNP, en el Banco de la República, de Colombia y en el Banco Central de Chile. Finalmente, el autor manifiesta que la responsabilidad por el contenido es exclusivamente suya.

lítica monetaria en la economía. Para ello se comparan dos diferentes reglas de retroalimentación para las autoridades. Con el método de Blanchard y Kahn (1980) se encuentra una solución estable del sistema de ecuaciones en diferencias y con expectativas. La solución no explosiva consiste en trayectorias para la inflación, el producto, el tipo de cambio real y la tasa de interés que convergen hacia sus estados de equilibrio. La persistencia del producto y de la inflación se introduce mediante el supuesto de que todos los choques siguen procesos estocásticos $AR(1)$ que desaparecen lentamente. Los efectos de las reglas y de los choques son estudiados observando la respuesta de cada variable y su desviación estándar después de que cada tipo de choque golpea la economía. Como los choques tienen el mismo tamaño, una regla es mejor que la otra, cuando la volatilidad de la inflación y del producto que resulta son menores.² Finalmente, se presentan algunas conclusiones acerca de cómo debería conducirse la política monetaria de acuerdo con el tipo de choque que golpee la economía y según las preferencias de la autoridad.

A continuación se presenta el modelo. La tercera parte describe el equilibrio dinámico encontrado con el método de Blanchard y Kahn. En la cuarta parte, se exponen los resultados de la calibración. La quinta y última parte presenta algunas conclusiones.

II. EL MODELO

El modelo puede ser entendido como una versión para una economía pequeña y abierta, del modelo *IS-LM* de agente optimizador que se encuentra en Clarida, Galí y Gertler (1997) o en McCallum y Nelson (1997 y 1998):³

$$(1) \quad \pi_t = \lambda x_t + \beta E_t \{\pi_{t+1}\} + \delta q_t + u_t$$

La primera ecuación es una oferta agregada (OA) en que la tasa de inflación π_t depende de la tasa de inflación esperada, $E_t \{\pi_{t+1}\}$, el tipo de cambio real, q_t , un choque de costos, u_t y la

² Cuando se calcula la desviación estándar de las trayectorias que siguen la inflación y el producto como resultado de un choque se hace, en últimas, un promedio de la distancia entre la inflación y el nivel de equilibrio en toda la trayectoria hacia el estado estacionario. Otra alternativa equivalente es comparar el área debajo de las trayectorias de la inflación y el producto.

³ Woodford (1996), deriva de principios micro esta ecuación, con productores que tienen una probabilidad constante de modificar sus precios al estilo de Calvo.

brecha del producto, x_t , que equivale a la diferencia entre el producto observado, y_t , y el producto potencial z_t ,⁴ así: $x_t = y_t - z_t$. En las palabras de Clarida, Galí y Gertler (1997), el choque de costos exógeno “refleja factores autónomos de oferta que pueden afectar la inflación independientemente de los movimientos del producto potencial, z_t ”.⁵ El parámetro λ refleja el efecto que tiene la brecha del producto en la inflación, β es un factor de descuento y δ refleja cuánto afectan la inflación los cambios en el tipo de cambio real. Todos los parámetros son superiores a cero. Por lo tanto, mientras mayor sea la brecha del producto mayor será la tasa de inflación. Además, el tipo de cambio real, q_t , también tiene un impacto sobre la inflación puesto que aumenta los costos de producción, y su efecto negativo sobre el producto es igual a δ/λ . El tipo de cambio real se define en logaritmos de la siguiente manera:

$$(2) \quad q_t = s_t + p_t^* - p_t$$

donde, s_t es el tipo de cambio nominal (pesos por dólar), p_t^* es el índice de precios extranjero, que en este caso se supone igual a cero, y p_t es el índice de precios local. Cabe señalar que la existencia de un choque inflacionario de costos, u_t , se traduce en una disyuntiva de corto plazo entre inflación y variabilidad del producto.

La ecuación *IS* (3), escrita en términos de la brecha del producto,⁶ contiene el comportamiento de suavizamiento del consumo al relacionar la brecha del producto presente con la brecha del producto esperada en el futuro, $E_t\{x_{t+1}\}$. De ahí que este tipo de ecuaciones se conozca como ecuaciones *IS* dinámicas, las cuales son derivadas de principios microeconómicos, es decir, a partir de agentes optimizadores de una función de utilidad en un horizonte infinito como en McCallum y Nelson (1997 y 1998). Así mismo, la brecha del producto está positiva-

⁴ Donde y y z , así como las otras variables podrían entenderse como desviaciones de su tendencia de largo plazo determinística. Si se eliminan todas las tendencias del modelo, éstas serían desviaciones de sus niveles estacionarios normalizados en cero. Aquí se hace entonces abstracción del crecimiento económico y de la acumulación de capital por lo que no hay problemas para la existencia de estado estacionario.

⁵ Clarida, Galí y Gertler (1997b), p. 7. En una economía pequeña puede pensarse en problemas climáticos que afecten negativamente y en forma transitoria los precios finales de los alimentos. También podría pensarse que en un aumento del precio final de los productos importados.

⁶ Si se supone que z_t sigue un proceso *AR*(1) hay un *IS* implícito en términos de producto, no de la brecha (3) igual a: $y_t = \psi E_t\{y_{t+1}\} - 1/\sigma [\theta E_t\{q_{t+1}\} - \theta q_t + v_t] + \gamma q_t + g_t$ *IS*.

mente relacionada con el tipo de cambio real en la medida en que esta última afecta las exportaciones netas e inversamente relacionada con la tasa de interés real, $i_t - E_t\{\pi_{t+1}\}$, a través del coeficiente, σ , el cual corresponde a la elasticidad intertemporal de sustitución del consumo. Aquí, i_t es la tasa de interés nominal:

$$(3) \quad x_t = \psi E_t\{x_{t+1}\} - 1/\sigma [i_t - E_t\{\pi_{t+1}\}] + \gamma q_t + g_t - (1 - \psi\phi)z_t$$

La ecuación (3) también tiene semejanzas con una *IS* e incluye una perturbación estocástica a la demanda agregada, g_t . Los parámetros ψ , σ , γ , ϕ también son superiores a cero en este caso. En consecuencia, ψ refleja el impacto que el ingreso futuro tiene en el ingreso presente y σ determina el efecto de la tasa de interés real en la producción y en la brecha del producto. El efecto del tipo de cambio real en la demanda agregada es, γ . Por tanto, una depreciación real aumenta aquí la demanda agregada (DA) mientras que en la ecuación de oferta agregada (1) reduce la brecha el producto.

La paridad descubierta de la tasa de interés indica que por tratarse de una economía pequeña y abierta la tasa de interés local será igual a la tasa internacional más las expectativas de devaluación. Dicha paridad se expresa en términos reales de la siguiente manera:

$$(4) \quad r_t = r_t^* + \theta [E_t\{q_{t+1}\} - q_t] + v_t$$

en la que $r_t = i_t - E_t\{\pi_{t+1}\}$ es la tasa real de interés, $E_t\{q_{t+1}\}$ es el tipo de cambio real esperado en el futuro y v_t es un choque estocástico que se puede interpretar como un choque a la tasa de interés real internacional r_t^* (que aquí se supone que es cero), o también, se podría entender como un factor de riesgo del país. La paridad de interés (4) se reordena en la ecuación (5) con el único propósito de expresar más adelante todo el sistema de ecuaciones en forma matricial como aparece en la expresión (10).

$$(5) \quad q_t = -1/\theta (i_t - E\pi_{t+1}) + E_t\{q_{t+1}\} + 1/\theta (v_t)$$

La tasa de interés nominal es el instrumento de la política monetaria.⁷ Por lo tanto, no se incluye la curva *LM* en el mode-

⁷ En numerosos artículos recientes sobre teoría monetaria se considera la tasa de interés nominal como el instrumento de la política monetaria. Por ejemplo, véase Bernanke y Blinder (1992), Goodfried (1991), Clarida, Galí y Gertler (1997a, 1997b) y Bernanke y Mihov (1997). En el caso colombiano, por ejemplo, desde noviembre pasado las autoridades están intentando bajar las tasas de interés debido a que la inflación está cayendo y hay una alta tasa de desempleo. Por lo tanto, las autoridades monetarias han tenido una meta de tasa de interés, al menos durante los últimos seis meses, aunque generalmente se ha dicho que su meta es el crecimiento

lo y los agregados monetarios están determinados de manera endógena. Aquí se usa una regla monetaria similar a la de Monacelli (1999), en la que la tasa de interés nominal de corto plazo deseada i_t^* sigue una regla de retroalimentación que depende de la brecha contemporánea del producto, x_t , la desviación de la inflación de su nivel objetivo ($\pi_t - \pi^*$) y la meta del tipo de cambio real ($q_t - q^*$):

$$(6) \quad i_t^* = a(\pi_t - \pi^*) + b(x_t) + c(q_t - q^*)^8$$

Los parámetros a , b y c dependen de las preferencias de las autoridades o de cuán importante es cada una de esas brechas para las autoridades monetarias y de cómo el producto y la inflación reaccionan ante la tasa de interés (persistencia del producto y de la inflación). Si la inflación es muy rígida, la reacción requerida por parte de las autoridades será más enérgica. Por otro lado, en el caso en que c sea igual a cero, las autoridades no se preocupan por el tipo de cambio real y permiten que ésta fluctúe libremente. Por el contrario, cuando c es muy grande, las autoridades tratan de acomodar el tipo de cambio real a un nivel deseado.⁹

De otra parte, hay evidencia de que a los bancos centrales no les gusta que haya movimientos bruscos y desordenados de la tasa de interés por su efecto en los mercados financieros. En otras palabras, suavizan los movimientos de la tasa de interés con el objetivo de reducir las fluctuaciones en los mercados financieros. Otra hipótesis al respecto es la de Woodford (1999) quien considera que la inercia en las tasas de interés de corto plazo es una política óptima de parte del banco central porque así genera un mayor efecto en las tasas de largo plazo y entonces en la demanda agregada. En la ecuación (7) se integra al modelo este fenómeno que ha sido ampliamente discutido en la literatura:¹⁰

del dinero. Echeverry (1996) afirma que el Banco de la República, de hecho, ha tenido como meta la tasa de interés incluso durante los años setenta y ochenta.

⁸ Monacelli (1999) incluye el tipo de cambio nominal y no real como se hace en este caso. Aquí el tipo de cambio real o deseado $Q^* = SP^*/P$ es igual a uno. Es decir, en logaritmos es igual a cero: $q^* = 0$.

⁹ Calvo, Reinhart y Végh (1995) afirman que durante los años ochenta Brasil, Chile y Colombia tuvieron una meta de tipo de cambio real y, para ello, depreciaron la moneda de manera proporcional a los aumentos pasados en los precios con consecuencias inflacionarias. Además, entre 1991 y 1993 el banco central de Colombia, con el fin de evitar una apreciación del peso, redujo tanto la tasa de interés nominal que en algún momento de 1992 las tasas reales de interés fueron incluso negativas (Villar, 1996).

¹⁰ Goodfried (1991), Clarida, Galí y Gertler (1997a), Rotemberg y Woodford (1998) también afirman que los bancos centrales suavizan las tasas de interés. Generalmente se ha sostenido que una de las razones por las cuales a los bancos centra-

$$(7) \quad i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho i_{t-1}$$

donde $0 < \rho < 1$.

Si se combinan las ecuaciones (6) y (7) se obtiene la regla de política monetaria o de retroalimentación de la tasa de interés:

$$(8) \quad i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[a(\pi_t - \pi^*) + b(x_t) + c(q_t - q^*)]$$

Si se sustituye la paridad de intereses (4) en (3) se obtiene:

$$(9) \quad x_t = \psi E_t\{x_{t+1}\} - 1 / \sigma [\theta E_t\{q_{t+1}\} - \theta q_t + v_t] + \gamma q_t + g_t - (1 - \psi\phi)z_t$$

Esta es la ecuación de la brecha del producto que se incluye en la expresión (10) y por tanto, en la simulación. Como se sustituyó en ella la paridad de interés, la demanda agregada depende en gran medida del tipo de cambio real y del tipo de cambio real esperada. La demanda agregada también es afectada por tres tipos de choques y por la brecha del producto esperado.

Como se dijo antes, la economía puede ser golpeada por cuatro choques diferentes: un choque tecnológico, z_t , un choque de costos, u_t , un choque de demanda agregada, g_t , y un choque de tasa de interés internacional o de prima de riesgo v_t . Se supone que todos estos choques tienen un tamaño de 1 y además que siguen procesos $AR(1)$ de tal forma que con el tiempo regresan a sus medias de largo plazo:¹¹

$$\begin{aligned} z_t &= \phi z_{t-1} + \varepsilon_t^z && \text{choque tecnológico} \\ u_t &= \eta u_{t-1} + \varepsilon_t^u && \text{choque de costos} \\ g_t &= \mu g_{t-1} + \varepsilon_t^g && \text{choque de demanda agregada} \\ v_t &= \omega v_{t-1} + \varepsilon_t^v && \text{choque de tasa de interés internacional o de} \\ &&& \text{riesgo país} \end{aligned}$$

donde las constantes ϕ , η , μ , ω están comprendidas entre 0 y 1. Más específicamente aquí se supone que son iguales a 0.9.

III. EQUILIBRIO

El modelo puede reducirse a un sistema de cuatro ecuaciones diferenciales con expectativas, que pueden ser entendidas como las condiciones de equilibrio linealizadas alrededor de un

les no les gusta tener como meta los agregados monetarios es porque en ese tipo de régimen la inestabilidad de la demanda por dinero generaría una mayor volatilidad de la tasa de interés.

¹¹ Como el análisis se hace alrededor del estado estacionario en las simulaciones las medidas de largo plazo son cero.

estado estacionario.

El sistema se resuelve mediante el método propuesto por Blanchard y Kahn (1980). Por lo tanto, en este caso no hay soluciones explosivas.

$$(10) \begin{bmatrix} 1 & -\lambda & -\delta & 0 \\ 0 & 1 & -[(\theta/\sigma)+\gamma] & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ -a(1-\rho) & -b(1-\rho) & -c(1-\rho) & -\rho \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_t \\ x_t \\ q_t \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -\beta & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -\psi & \psi/\sigma & 0 \\ -1/\theta & 0 & -1 & 1/\theta \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t+1} \\ x_{t+1} \\ q_{t+1} \\ i_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 1/\sigma & (1-\psi\phi) \\ 0 & 0 & -1/\theta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t \\ g_t \\ v_t \\ z_t \end{bmatrix} = 0$$

Si el vector de variables endógenas se define como $X_t = (\pi_t, x_t, q_t, i_{t-1})$, la expresión (10) se puede reordenar como una ecuación en diferencias de primer orden $E_t X_{t+1} = A_1 X_t + A_2 h_t$, donde h_t es el vector de choques y la matriz A_1 es:

$$(11) A_1 = \begin{bmatrix} -\frac{1}{\beta} & \frac{1}{\beta} \lambda & \frac{1}{\beta} \delta & 0 \\ \frac{1-a\beta+a\beta\rho}{\sigma\beta\psi} & \frac{-\lambda-\sigma\beta-b\beta+b\beta\rho}{\theta\beta\psi} & \frac{-\delta+\beta\gamma\sigma}{\sigma\beta\psi} & -\frac{1}{\sigma}\rho \\ \frac{1-a\beta+a\beta\rho}{\theta\beta} & \frac{-\lambda-b\beta+b\beta\rho}{\theta\beta} & \frac{\delta+\theta\beta}{\theta\beta} & -\frac{1}{\theta}\rho \\ a(-1+\rho) & b(-1+\rho) & 0 & -\rho \end{bmatrix}$$

El hecho de que haya una solución al modelo y de que ésta sea única depende de los valores propios (eigenvalores) de A_1 . Habrá una solución única estable si en esta matriz el número de valores propios que son menores que uno es igual al número de variables predeterminadas, que en este caso es sólo la tasa de interés. Así mismo, el número de valores propios o eigenvalores mayores que uno debe ser igual al número de variables que pueden saltar discretamente, que en este caso son tres.

En últimas, en este caso se eliminan soluciones explosivas de tal forma que el único equilibrio posible es determinístico y la trayectoria de las variables depende críticamente de i_{t-1} , del valor propio estable μ_s y de los vectores propios asociados con el valor propio estable (o menor que 1) Q_s así: $X_t = i_{t-1} Q_s \mu_s^t$. Como el valor propio estable es menor que 1 y está elevado a la potencia t , a medida que pasa el tiempo, el vector X_t regresa a su nivel de equilibrio. Así, la solución no explosiva consiste en trayectorias para inflación, producto, tasa de cambio real y tasa de

interés que convergen hacia sus estados de equilibrio estacionario. Es decir, cuando la economía recibe un impacto todas las variables se mueven pero regresan paulatinamente a su nivel inicial.

IV. CALIBRACIÓN Y RESULTADOS

A fin de calibrar el modelo se le asignó un valor a cada parámetro: el factor de descuento β que aparece en la ecuación de oferta agregada (1) se fijó en 0.95.¹² Además, se supuso que λ es igual a 0.5, lo que significa que un cambio de 1% en la brecha del producto se traduce en un cambio de 0.5% en la tasa de inflación.¹³ En la misma ecuación, para la elasticidad de la inflación al tipo de cambio real se usó un coeficiente $\delta = 0.26$. De otra parte, la elasticidad del producto al tipo de cambio real es $\gamma = 0.215$. Estos dos últimos coeficientes provienen de Sánchez y Parra (1997).¹⁴ A partir de Zea (1999), se fijó en 0.6 el coeficiente de aversión al riesgo, σ , que aparece en la ecuación (3) o *IS*. El coeficiente de la brecha esperada del producto en la curva *IS*, ψ , se fijó en 0.3.¹⁵ De otra parte, en la paridad de tasa de interés (ecuación 4) se escogió un valor de 1 para el coeficiente θ . El coeficiente de suavizamiento de la tasa de interés $\rho = 0.65$ que aparece en las ecuaciones (7) y (8) se tomó de Restrepo (1998b) y los coeficientes de choques autorregresivos θ , η , μ , ω son todos 0.9 en la simulación.¹⁶

Finalmente, en la regla de la tasa de interés (8), los valores de los coeficientes son $a = 2$ y $b = 0.65$, donde b proviene de la estimación hecha para Colombia por Restrepo (1998b).¹⁷ Nótese que los valores elegidos para a y b indican que las autoridades del banco central se preocupan más por las desviaciones de la inflación de su meta que por la brecha del producto. Por lo

¹² Aquí se supone que la tasa de interés nominal sin riesgo es de 20% anual o alrededor de 5% trimestral.

¹³ Este coeficiente es consistente con algunas estimaciones de la curva de Phillips para Colombia realizadas en el DPN.

¹⁴ Battini y Haldane (1998) usan $\delta = 0.2$ para Inglaterra.

¹⁵ Ball (1998) usa $\psi = 0.2$. Por el contrario, Clarida, Galí y Gertler (1998) fijan $\psi = 1$.

¹⁶ Mientras más grandes sean estos coeficientes, más persistente será la inflación y el producto. Por eso se escogió 0.9.

¹⁷ Aunque el valor estimado de a para Colombia fue 0.6, se escogió 2, un valor superior a 1 para asegurar que existiera un equilibrio estable. Un coeficiente de 2 es cercano al encontrado por Clarida, Galí y Gertler (1997a) para Estados Unidos, o por Restrepo (1998b) para Chile.

tanto, cuando, por ejemplo, la inflación crece, la autoridad reacciona enérgicamente aumentando las tasas de interés más que proporcionalmente. Debido a esto, las tasas reales también aumentan. Como ya se dijo, estos coeficientes también reflejan la rapidez con que la inflación y el producto reaccionan ante cambios en las tasas de interés. El coeficiente c es igual a cero (0) en la primera simulación y a dos (2) en la segunda.

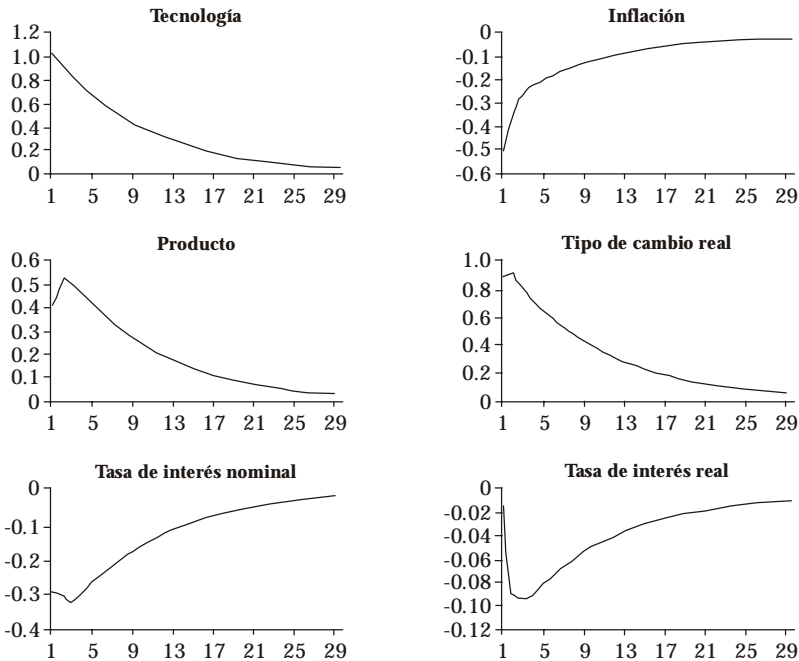
1. Regla de retroalimentación con tasas de cambio flexibles

La primera simulación se hizo con una regla de tasa de interés que incluye tanto la brecha de inflación como la del producto. Esto equivale a que las autoridades no tienen un objetivo para el tipo de cambio real y ésta es perfectamente flexible, es decir, $c = 0$:

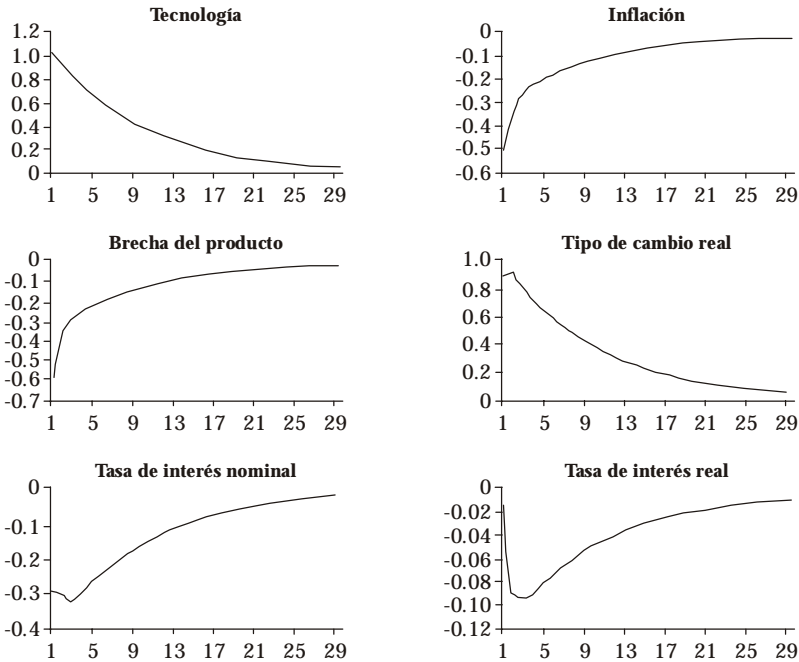
$$(12) \quad i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)[a(\pi_t - \pi^*) + b(x_t)]$$

La gráfica I muestra las respuestas de las variables del modelo a un choque tecnológico o de productividad de factores, z_t . A consecuencia del choque tecnológico la inflación cae. Esto ocurre

GRÁFICA I. RESPUESTAS A UN CHOQUE TECNOLÓGICO



GRÁFICA II. RESPUESTAS A UN CHOQUE TECNOLÓGICO



porque como se puede ver en la ecuación (1) existe una relación negativa entre producto potencial, z_p , y la inflación, π_p , debido a que $x_t = y_t - z_t$. Dado que el choque tecnológico es equivalente a un golpe directo al producto potencial, este último crece más que el producto corriente y la brecha cae (gráfica II). Como a las autoridades les disgusta la brecha del producto como aparece en la ecuación (12), éstas reaccionan disminuyendo la tasa de interés nominal. Dicha reducción es lo suficientemente grande para provocar también una caída de la tasa de interés real. La respuesta de los precios nacionales junto con la disminución de la tasa de interés se traduce en una depreciación del tipo de cambio real. Los resultados son estándar y compatibles con los impulsos, respuesta encontrados en varios estudios empíricos para Colombia, entre ellos el de Restrepo (1998a).

Como ya se dijo, la gráfica II muestra los impulsos - respuesta después de que un choque tecnológico golpea la economía, cuando la variable utilizada en el modelo es la brecha del producto en lugar del producto observado, como es el caso del gráfica I. Las desviaciones estándar o volatilidades de las variables (causadas por los choques) aparecen en el cuadro 1. El cuadro

2 muestra las respuestas iniciales de las variables después de que la economía recibe el impacto de todos y cada uno de los choques.¹⁸

CUADRO 1. DESVIACIONES ESTÁNDAR

	<i>Inflación</i>	<i>Producto</i>	<i>Tipo de cambio real</i>	<i>Tasa nominal de interés</i>	<i>Tasa real de interés</i>
<i>Regla 1</i>					
Choque de tecnología	0.08405	0.15812	0.28019	0.08276	0.02721
Choque de demanda	0.14431	0.17021	0.37446	0.1357	0.0398
Choque de costos (<i>cost push</i>)	0.44447	0.27323	0.37841	0.36268	0.07408
Choque de interés externo	0.05745	0.17109	0.81157	0.13362	0.18157
<i>Regla 2</i>					
Choque de tecnología	0.26827	0.08914	0.17961	0.21752	0.03049
Choque de demanda	0.37552	0.29885	0.24927	0.30426	0.04263
Choque de costos (<i>cost push</i>)	0.74211	0.18052	0.30132	0.58503	0.08391
Choque de interés externo	0.44517	0.40291	0.47004	0.14595	0.30297

La gráfica III incluye las respuestas de las variables cuando un choque de demanda temporal pero persistente, g_t , está presente en la economía. Podría tratarse de gasto privado o público.¹⁹ De la ecuación (3) se deduce que un gasto más alto significa mayor producto y la ecuación (1) implica que un mayor producto se traducirá en más inflación como de hecho se observa en los impulsos-respuesta. Adicionalmente, las autoridades monetarias responden incrementando la tasa de interés

¹⁸ En cuanto al producto y al tipo de cambio real, estas respuestas podrían, en términos simples, ser interpretados como elasticidades, si un pensara en las variables como expresadas en logaritmos. Sin embargo, no son elasticidades, ya que se trata de un modelo multiecuacional donde todas las variables cambian al mismo tiempo. Es decir, los efectos finales son complejos.

¹⁹ Monacelli (1999) denomina choque de demanda a un impacto en la utilidad marginal del consumo o en las preferencias, pero también podría ser sobre el gasto público.

CUADRO 2. RESPUESTA INICIAL DE LAS VARIABLES

	<i>Inflación</i>	<i>Producto</i>	<i>Tipo de cam- bio real</i>	<i>Tasa nomi- nal de interés</i>	<i>Tasa real de interés</i>
<i>Regla 1</i>					
Choque de tecnología	-0.39622559	-0.43122857	0.93628151	-0.25502094	-0.01710238
Choque de demanda	0.67542423	0.79919153	-1.23590280	0.41838492	0.00542815
Choque de costos (<i>cost push</i>)	2.02445130	-0.27572653	-0.99237802	1.11759710	-0.18428929
Choque de interés externo	0.02585927	-0.36833989	2.98126510	0.39939076	0.37353149
<i>Regla 2</i>					
Choque de tecnología	-1.15253880	-0.01334872	0.49195860	-0.69294298	0.12155564
Choque de demanda	1.61342850	1.39208810	-0.68098932	0.9640746	-0.17063597
Choque de costos (<i>cost push</i>)	3.17567870	0.39265901	-0.64081388	1.86373530	-0.39517081
Choque de interés externo	-1.74263420	-1.62474450	1.60645230	-0.46495671	1.27767750

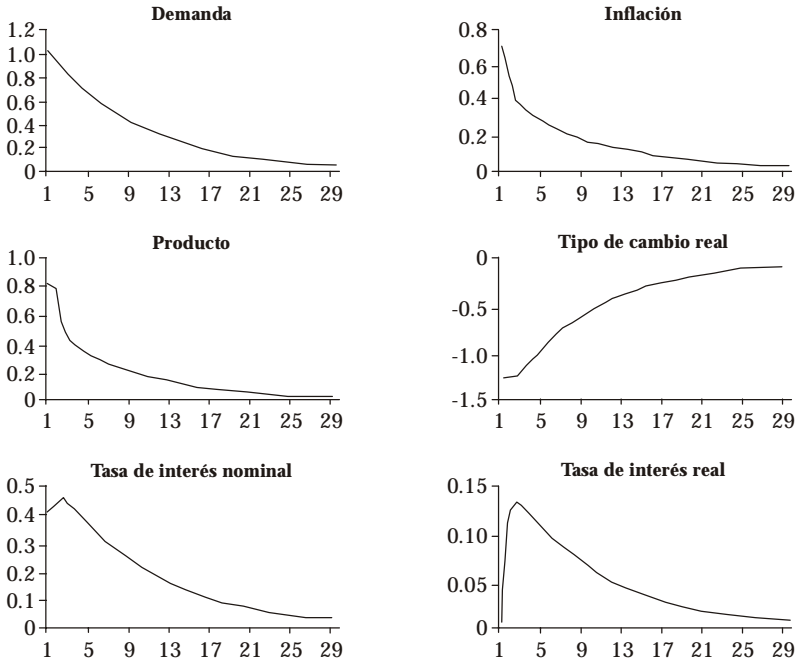
real y nominal. Tanto la mayor inflación como las tasas de interés aprecian el tipo de cambio real. Esto es exactamente lo que se observó en Colombia durante 1978-82. En el presente decenio el mayor gasto público también es responsable en gran medida de la apreciación del tipo de cambio real que se observó en 1990-97.

Los efectos de un choque de costos exógeno, u_t , aparecen en la gráfica IV. La presencia de choques de este tipo genera el típico *trade-off* entre la inflación y el producto y genera una mayor volatilidad tanto de la inflación como del producto (cuadro 1). El choque consiste en presiones exógenas sobre la inflación (independientemente de que no exista una demanda excesiva), que aumentan el crecimiento de los precios con el impacto del choque, como se muestra en la ecuación (1).²⁰ Al mismo tiem-

²⁰ Clarida, Galí y Gertler (1997b), p. 13, sostienen que un choque de costos refleja factores de oferta autónomos que consisten, por ejemplo, en cambios exógenos en los precios finales de las materias primas o de los bienes importados.

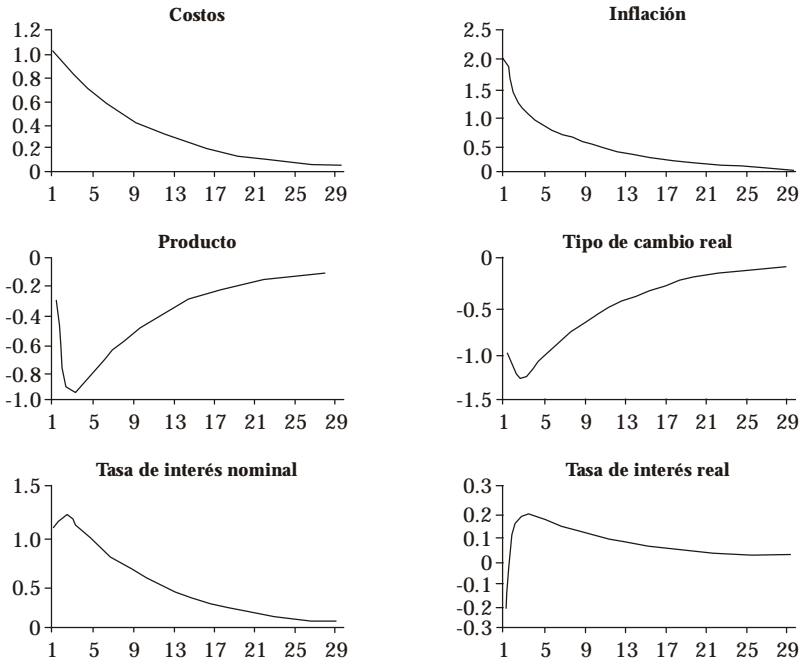
po, el producto decrece. Como las autoridades del banco central sopesan más el desempeño de la inflación que el del producto, la tasa de interés nominal crece lo suficiente para aumentar la tasa real. La inflación y las tasas de interés más altas, en conjunto con un producto menor, producen una apreciación real. A manera de ilustración se puede citar lo ocurrido en Estados Unidos en los años setenta, cuando subió el precio del petróleo y la autoridad monetaria no aumentó la tasa de interés real para no sacrificar más producto en el corto plazo. En aquel entonces, la regla monetaria le asignaba un valor muy bajo a la brecha de la inflación (a era pequeño), y en consecuencia la inflación aumentó e incluso se observaron inflaciones de dos dígitos y bastante persistentes.

GRÁFICA III. RESPUESTAS A UN CHOQUE DE DEMANDA



La gráfica V muestra las respuestas a un choque de tasas de interés extranjeras o de riesgo del país v_r . Después de un aumento en la tasa de interés internacional, la inflación decrece al igual que el producto. Ante un impacto de esta naturaleza sube tanto la tasa de interés real como el tipo de cambio real (depreciación) de forma tal que el efecto sea consistente con la paridad de intereses que aparece en la ecuación (4). En este caso las

GRÁFICA IV. RESPUESTAS A UN CHOQUE DE COSTOS



tasas nominal y real de interés aumentan como resultado del salto en las tasas internacionales aunque en menor proporción. Es decir, la autoridad monetaria no puede evitar que la tasa de interés aumente en el país, pero debido a la reducción de la tasa de inflación y del producto locales dicha autoridad hace que la relación tasa de interés local/tasa internacional caiga y probablemente salgan capitales del país. Como ejemplo de una situación parecida a ésta se puede mencionar lo que ocurrió cuando P. Volker asumió su cargo de director del Sistema Federal de Reserva y aumentó sustancialmente las tasas de interés en Estados Unidos con el fin de desinflar la economía.

2. Regla monetaria con meta de tipo de cambio

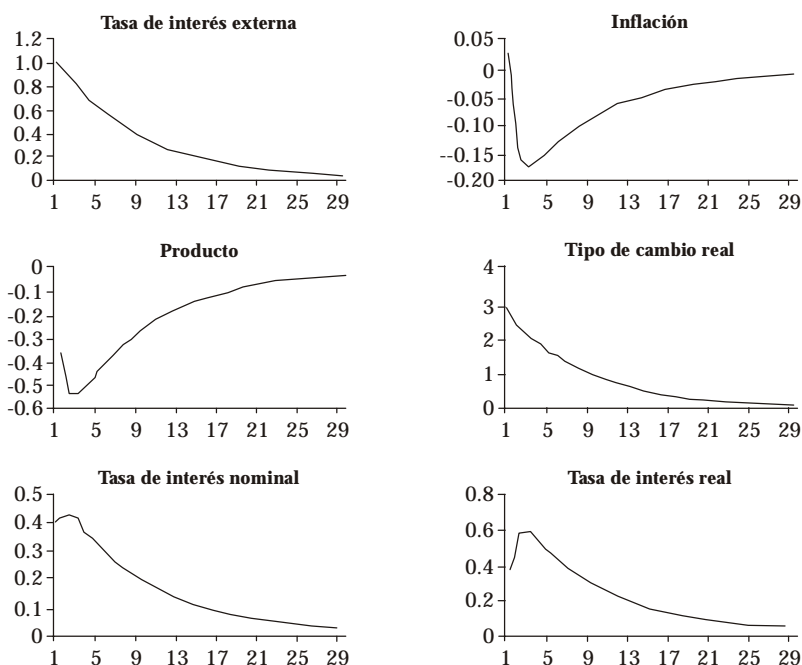
Una segunda serie de simulaciones fue realizada con una regla diferente de comportamiento del banco central o lo que es lo mismo, de la tasa de interés nominal. Esta regla también comprende una meta para el tipo de cambio real:

$$(13) \quad i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) [a(\pi_t - \pi^*) + b(x_t) + c(q_t - q^*)]$$

Este caso es interesante ya que, como se mencionó anterior-

mente, Calvo *et al.* (1995) sostienen que durante los años ochenta, Brasil, Chile y Colombia tuvieron una meta de tasas de cambio reales con consecuencias inflacionarias.²¹ Una justificación para la existencia de objetivos de tasa de cambio real por parte de las autoridades puede ser su preocupación por el estado de la cuenta corriente y por la composición de la demanda agregada, que puede hacer más o menos vulnerable la economía a choques externos. En esta simulación el valor escogido para los coeficientes es $c = 2$ mientras que a y b siguen siendo iguales a 2 y 0.65, respectivamente.

GRÁFICA V. RESPUESTAS A UN CHOQUE DE TASA DE INTERÉS EXTERNA

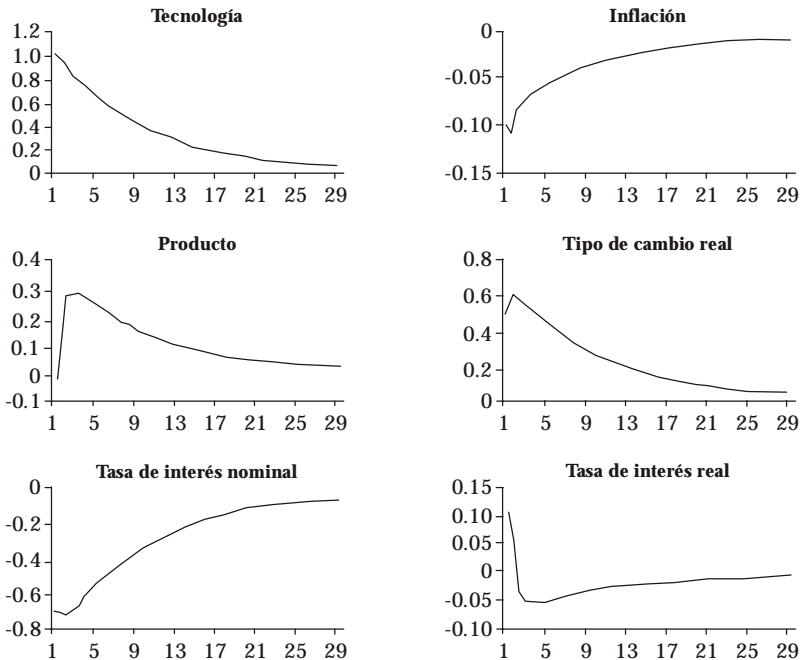


La gráfica VI, muestra los efectos de un choque tecnológico sobre las otras variables. En este caso, la reacción de las autoridades, es decir, del instrumento, i_t , es más enérgica que antes. Con la primera regla (ecuación 12) intentan neutralizar sólo las brechas del producto y de la inflación. En otras palabras, el tipo

²¹ Villar (1996) también afirma que a principios de los años noventa el banco central de Colombia redujo exageradamente las tasas de interés, en un intento por desalentar la entrada de capital extranjero y evitar la apreciación del tipo de cambio.

de cambio real era completamente flexible. Ahora, como se ve en la ecuación (13) el banco central se preocupa mucho por los movimientos del tipo de cambio real, por lo que las tasas de interés nominal y real varían según el peso dado por las autoridades a las desviaciones entre el tipo de cambio real y su meta.

GRÁFICA VI. RESPUESTAS A UN CHOQUE TECNOLÓGICO: REGLA MONETARIA CON TIPO DE CAMBIO REAL

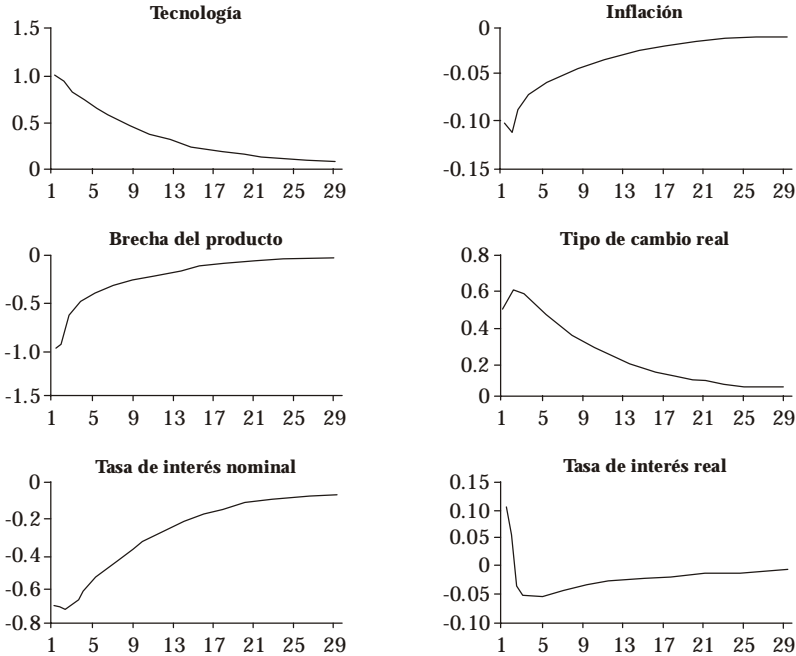


Ahora las autoridades hacen variar la tasa de interés nominal de manera que se evite una reducción de la tasa de interés real, lo que exacerbaría la depreciación real causada por el choque tecnológico z_t . Las tasas nominales varían más que antes pero las tasas reales no disminuyen como en el caso de la primera regla (gráfica I).²² En consecuencia, el movimiento del tipo de cambio hacia arriba es menor que antes (gráficas I y VI). En este caso la volatilidad de la inflación es mayor, pero la desviación estándar del producto y del tipo de cambio real disminuyen (cuadro 1). La gráfica VII muestra estas mismas respuestas, así como la respuesta de la brecha del producto en lugar del producto.

²² La gráfica VI, muestra que aunque la tasa de interés real aumenta con el impacto, se aproxima hacia el estado estacionario desde un nivel inferior.

En la gráfica VIII se aprecian los resultados de un choque de demanda, g_t , en presencia de la nueva regla de comportamiento (ecuación 13). Aquí se juega el mismo juego. Las autoridades alteran su instrumento, i_t , pero el aumento de la tasa real es menor que con la regla (12), ya que las autoridades no desean exacerbar la apreciación del tipo de cambio real producida por el choque de demanda (gráfica VIII). En este caso, tanto la volatilidad de la inflación como la del producto son mayores que cuando quienes diseñan las políticas no tienen una meta para el tipo de cambio real en su regla de acción (cuadro 1).

GRÁFICA VII. RESPUESTAS A UN CHOQUE TECNOLÓGICO: REGLA MONETARIA CON TIPO DE CAMBIO REAL

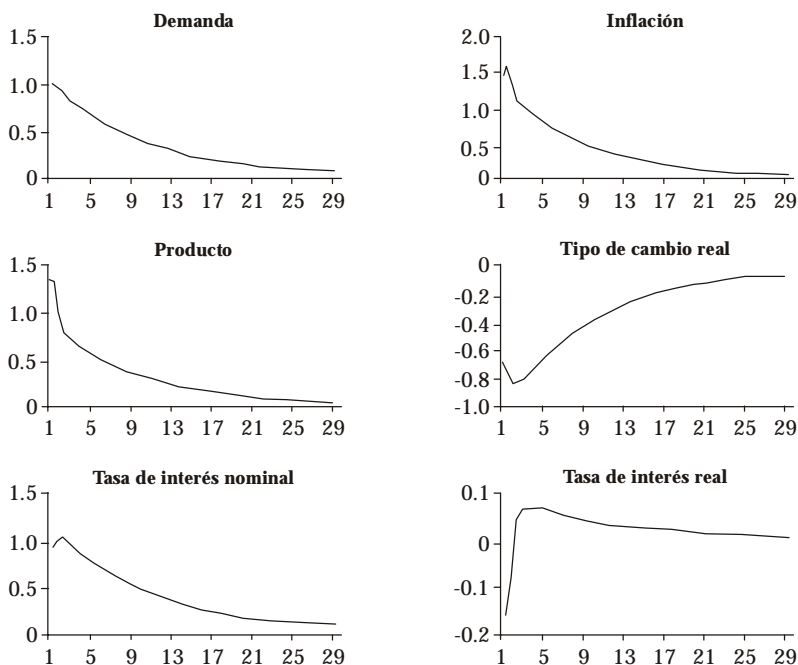


La gráfica IX muestra las respuestas de las variables después de la aparición de un choque de costos en la economía u_t . Dado que el tipo de cambio real no se aprecia tanto como antes, la caída del producto es también menor que con la primera regla. Por otra parte, el brote inflacionario es mayor. El instrumento de la política se mueve hacia arriba pero de forma tal que las tasas de interés real no suban tanto como con la primera regla. El objetivo es evitar una mayor apreciación.

En presencia de un choque a las tasas de interés internacio-

nales (gráfica X), la inflación y el producto disminuyen y la tasa de interés real local aumenta. El banco central reduce su instrumento, la tasa de interés nominal, con el fin de estabilizar el producto y la inflación. La reducción en las tasas de interés no es suficiente para bajar las tasas reales. Por el contrario, las tasas reales aumentan más con esta regla, a fin de evitar una mayor depreciación del tipo de cambio.

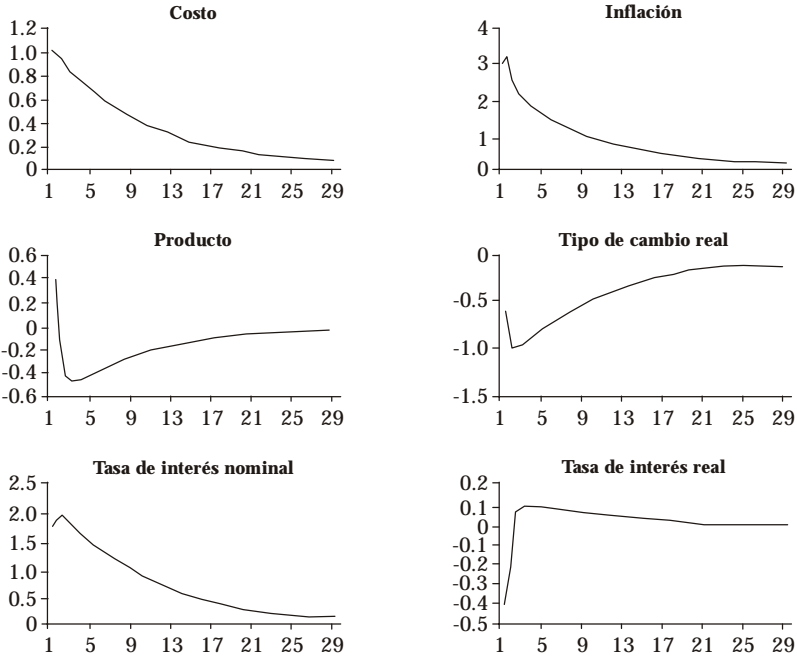
GRÁFICA VIII. RESPUESTAS A UN CHOQUE DE DEMANDA: REGLA MONETARIA CON TIPO DE CAMBIO REAL



En general, los resultados muestran un aumento en la volatilidad de la inflación cuando el tipo de cambio real está presente en la regla de retroalimentación de las autoridades, independientemente del tipo de choque que golpee la economía.²³ Esto puede ayudar a explicar por qué cuando se usaron las minidevaluaciones para mantener el tipo de cambio real en un nivel alto, a partir de 1985, la inflación en Colombia aumentó hasta llegar a un nivel de alrededor de 32% en 1990. Así mismo, se entiende por qué a partir de 1992 durante varios años no se alcanzaron las metas de inflación fijadas por la autoridad monetaria.

²³ Esto concuerda con lo encontrado por Calvo *et al.* (1995).

GRÁFICA IX. RESPUESTAS A UN CHOQUE DE COSTOS: REGLA MONETARIA CON TIPO DE CAMBIO REAL



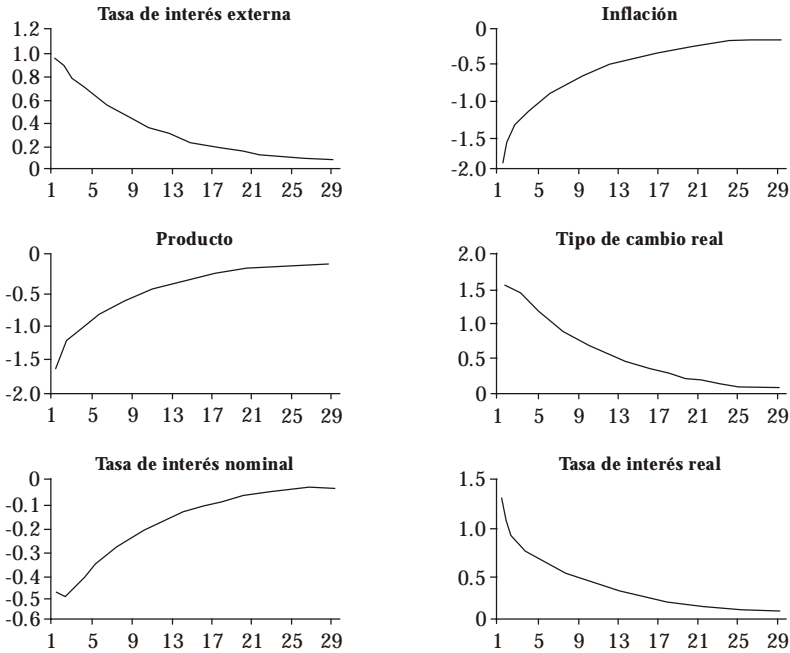
En cuanto a la desviación estándar del producto, ésta disminuye con la segunda regla en presencia de choques tecnológicos y de costos, pero aumenta cuando la economía es golpeada por un choque de demanda o de tasa de interés internacional. Además, la desviación estándar del tipo de cambio real obviamente cae cuando quienes diseñan las políticas utilizan la segunda regla. Cuando se usa la segunda regla, las tasas de interés presentan mayor variación con todos los tipos de choque porque ahora uno de los objetivos es que el tipo de cambio real fluctúe menos.

V. CONCLUSIONES

En este trabajo se calibró un modelo de ciclos de negocios, para una economía pequeña y abierta. El modelo simulado comprende una ecuación de oferta agregada, una de demanda agregada, una paridad de intereses y una regla de retroalimentación para las autoridades donde el instrumento es la tasa de interés nominal. En el primer caso, la regla responde a las bre-

chas de la inflación y del producto (ecuación 12). De igual forma se simuló el modelo con una regla que además de incluir las anteriores brechas también reacciona ante una brecha de tasa de cambio real. Es decir, la autoridad tiene un objetivo para el tipo de cambio real. En los dos casos se obtuvieron impulsos-respuesta de las variables cuando la economía es golpeada por cuatro tipos de choques: tecnológico, de demanda, de costos y de tasa de interés real internacional.

GRÁFICA X. RESPUESTAS A UN CHOQUE DE TASA DE INTERÉS EXTERNA: REGLA MONETARIA CON TIPO DE CAMBIO REAL



Los impulsos-respuesta obtenidos son bastante estándar e intuitivos y muestran que la volatilidad de la inflación aumenta cuando las autoridades se preocupan demasiado por el tipo de cambio real. En otras palabras, los resultados muestran un aumento general en la volatilidad de la inflación cuando el tipo de cambio real está incluida en la regla de retroalimentación de las autoridades, independientemente del tipo de choque que golpee la economía. En el caso del producto, los resultados son mixtos. Con la segunda regla de tasa de interés la desviación estándar de éste disminuye en presencia de choques tecnológicos y de costos, pero aumenta cuando un choque de demanda y uno de tasa de interés internacional golpean la economía.

En suma, en términos de inflación, la regla que no incluye el tipo de cambio claramente domina a la segunda regla que además del producto y de la inflación también le apunta al tipo de cambio. En lo relacionado con el producto, la segunda regla funciona mejor tratándose de choques tecnológicos y de costos, pero es más débil en presencia de choques de demanda o de tasa de interés internacional. En consecuencia, las autoridades deberían, en todo momento, hacerle un seguimiento a la economía e identificar el tipo de choque que más la está afectando. De esta forma, ellas podrán escoger la mejor regla de acuerdo con el tipo de choque y de acuerdo con sus preferencias sobre las brechas de inflación y de producto.

Apéndice

El modelo puede ser transformado para obtener el producto en vez de la brecha del producto:

$$(A.1) \quad \pi_t = \lambda y_t + \beta E_t \{\pi_{t+1}\} + \delta q_t + u_t - \lambda z_t$$

$$(A.2) \quad y_t = \psi E_t \{y_{t+1}\} - (1/\sigma) [\theta E_t \{q_{t+1}\} - \theta q_t + v_t] + \gamma q_t + g_t$$

$$(A.3) \quad q_t = (-1/\theta)(i_t - E\pi_{t+1}) + E_t \{q_{t+1}\} + (1/\theta)(v_t)$$

$$(A.4) \quad i_t = \rho i_{t-1} + (1-\rho) [a(\pi_t - \pi^*) + b(y_t - z_t) + c(1-\rho)]$$

$$(A.5) \quad \begin{bmatrix} 1 & -\lambda & -\delta & 0 \\ 0 & 1 & -[(\theta/\sigma) + \gamma] & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ -a(1-\rho) & -b(1-\rho) & -c(1-\rho) & -\rho \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_t \\ y_t \\ q_t \\ i_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -\beta & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -\psi & \psi/\sigma & 0 \\ -1/\theta & 0 & -1 & 1/\theta \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t+1} \\ y_{t+1} \\ q_{t+1} \\ i_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -1 & 0 & 0 & \lambda \\ 0 & -1 & 1/\sigma & 0 \\ 0 & 0 & -1/\theta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b(1-\rho) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t \\ g_t \\ v_t \\ z_t \end{bmatrix} = 0$$

REFERENCIAS

Ball, Laurence (1997a), *Efficient Rules for Monetary Policy*, NBER, marzo (Working Paper, n° 5 952).
 Ball, Laurence (1997b), *Policy Rules for Open Economies*, NBER, octubre (Working Paper, n° 6 760).
 Battini, N., y A. Haldane (1998), *Forward-looking Rules for Monetary Policy*, Banco de Inglaterra, enero.

- Bernanke, B., y A. Blinder (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, vol. 82, septiembre.
- Bernanke, B., e I. Milhov (1997), *Measuring Monetary Policy*, texto mimeografiado, Universidad de Princeton, julio.
- Blanchard, Olivier, y Charles Kahn (1980), "The Solution of Linear Difference Models Under Rational Expectations", *Econometrica*, vol. 48, n° 5, julio.
- Blanchard, Olivier, y S. Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press.
- Calvo, G., C. Reinhart y C. Végh (1995), "Targeting the Real Exchange Rate: Theory and Evidence", *Journal of Development Economics*, vol. 47, pp. 97-133.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1997a), *Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory*, texto mimeografiado, Universidad de Nueva York, diciembre.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1997b), *The Science of Monetary Policy*, texto mimeografiado, Universidad de Nueva York, septiembre; próxima publicación en *Journal of Economic Literature*.
- Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1998), "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence", *European Economic Review*.
- Echeverry, Juan Carlos (1993), "Indicadores de política y canales de transmisión monetaria Colombia, 1975-1991", *Ensayos sobre política económica*, n° 24, diciembre.
- Goodfriend, M. (1991), *Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy* (Carnegie-Rochester Series on Public Policy, n° 34), pp. 7-30.
- Hansen, Lars Peter, y Thomas Sargent (1999), *Robustness and Commitment: A Monetary Policy Example*, texto mimeografiado, página Web Sargent.
- McCallum, B., y E. Nelson (1997), *An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis*, NBER, enero (Working Paper, n° 5 875).
- McCallum, B., y E. Nelson (1998), *Nominal Income Targeting in an Open-Economy Optimizing Market*, NBER, agosto (Working Paper, n° 6 675).
- Monacelli, Tommaso (1999), *Into the Mussa Puzzle: Monetary Policy Regimes and the Real Exchange Rate in a Small Open Economy*, tesis doctoral, Universidad de Nueva York.
- Restrepo, Jorge Enrique (1998a), "Long Run Relations and Economic Fluctuations" (capítulo 1), tesis doctoral, Universidad de Nueva York.

- Restrepo, Jorge Enrique (1998b), "Reglas monetarias en Colombia y Chile" (capítulo 3), tesis doctoral, Universidad de Nueva York.
- Rotemberg, J., y M. Woodford (1998), *Interest-Rate Rules in an Estimated Sticky Price Model*, preparado para la Conferencia NBER en Reglas de Política Monetaria, Islamorada (Fl.), abril.
- Sánchez, F., y Clara E. Parra (1997), "Un modelo keynesiano para la economía colombiana", *Archivos de Macroeconomía* (DNP, de Colombia), n° 53.
- Svensson, L. (1997), "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets", *European Economic Review*, vol. 41, pp. 1 111-46.
- Svensson, L. (1998), *Open-Economy Inflation Targeting*, Institute for International Economic Studies, Universidad de Stockholm, abril.
- Taylor, John (1993), *Discretion versus Policy Rules in Practice* (Carnegie-Rochester Conference on Public Policy, n° 39), pp. 195-214.
- Villar, Leonardo (1996), "¿Deben bajar las tasas de interés? ¿Cómo lograrlo?", *Debates de Coyuntura Económica* (Fedesarrollo y Fundación Social), n° 37, marzo.
- Woodford, Michael (1996), *Control of Public Debt: A Requirement for Price Stability?*, NBER, julio (Working Paper, n° 5 684).
- Woodford, Michael (1999), *Optimal Monetary Policy Inertia*, NBER, agosto (Working Paper, n° 7 261).
- Zea, Camilo (1999), *Ineficiencia financiera y dinero en un modelo de ciclos reales para Colombia*, tesis de maestría, Universidad de los Andes.

Anston Rambarran

Competencia e impugnabilidad bancarias en Trinidad y Tabago

I. INTRODUCCIÓN

El bloque comercial de la Comunidad del Caribe (CARICOM) ha participado sólo marginalmente en el proceso multilateral de liberación de los servicios financieros dentro del Acuerdo General sobre Servicios de Comercio (GATS). En tanto que muchos estados regionales presentaron ofertas de reaseguración al concluir la Ronda Uruguay en 1994, no participaron en las siguientes negociaciones celebradas en 1995, cuando otras medidas de liberalización fueron anunciadas por países desarrollados, en desarrollo y en transición. En la nueva ronda de negociaciones de 1997 solamente Jamaica avanzó más allá, e hizo ofertas con respecto a los seguros de vida y no de vida, a aspectos particulares de las operaciones bancarias y a una estrecha área de valores relacionados con los servicios financieros. Adi-

Traduce y publica el CEMLA, con la debida autorización, la ponencia presentada por A. Rambarran, economista del Departamento de Investigación, del Banco Central de Trinidad y Tabago, con el título Bank competition and contestability in Trinidad and Tobago: a case for further commitments under the GATS, en la IV Reunión de la Red de investigadores de bancos centrales del Continente Americano, celebrada en Santiago de Chile, el 20 y 21 de octubre de 1999. Los puntos de vista corresponden sólo al autor y no necesariamente coinciden con los del banco central.

cionalmente en 1998, el grupo encargado de las negociaciones regionales de la Secretaría del CARICOM, recomendó una estrategia mixta de elementos liberales y proteccionistas para elaborar un calendario apropiado de compromisos conforme al GATS.

Esta participación limitada se puede basar en la noción de que la competencia imperfecta está fuertemente arraigada en los mercados financieros del Caribe. Estudios como los de Peart (1995), Craig *et al.* (1996), Danns (1996), Forde (1996) y McFarlane (1997) muestran un sistema financiero regional altamente concentrado, basado en el paradigma tradicional de estructura-conducta-desempeño (ECD). Aunque el marco de ECD tiene cimientos teóricos sólidos, hay explicaciones opcionales de la estructura de la industria que plantean serios desafíos. Una de esas alternativas es la teoría de la impugnación, conforme a la cual la apertura en los servicios se ha estado estudiando en la literatura reciente. Se considera que puede haber concursos en los mercados, es decir, que están abiertos a la competencia extranjera cuando las barreras para entrar a ellos están bajas (Graham y Lawrence, 1996). Para estados miembros del CARICOM, como son Guyana, Jamaica y, Trinidad y Tabago, que ya están tan avanzados en el camino de la liberalización es, probablemente más apropiado concebir sus sectores financieros pre-GATS, como mercados en los que se puede concursar. Es más, puesto que no hay una estrategia de liberalización aplicable universalmente, se deberían tomar en consideración las circunstancias específicas de cada país al diseñar un calendario apropiado de compromisos.

Conforme a lo anterior, el propósito de este estudio es evaluar si Trinidad y Tabago, que se ha comprometido en una reestructuración significativa de su sistema financiero desde principios de los años noventa, tiene el potencial necesario para asumir una mayor cantidad de compromisos multilaterales que los que ya ha formalizado. El análisis se confina al sector bancario, ya que los datos sobre seguros y valores son más difíciles de obtener. El resto del estudio se plantea como sigue: en la sección II se analiza la aplicabilidad de la teoría de la impugnación a la estructura y regulación de la banca en Trinidad y Tabago. La sección III presenta un análisis empírico de las condiciones de competitividad de bancos, utilizando dos mediciones no estructurales aceptadas ampliamente, a saber: los modelos de variación conjetural y de Rosse-Panzar. Finalmente, en la sección IV se presentan algunas conclusiones acerca de la investigación señalada.

II. ESTRUCTURA DEL MERCADO BANCARIO, REGULACIÓN Y TEORÍA DE LA IMPUGNACIÓN

A pesar de que los beneficios de los mercados financieros abiertos y con cimientos mercantiles son ampliamente reconocidos, la velocidad y secuencia de la reforma del sector financiero demandan consideraciones cuidadosas. De hecho, la crisis financiera asiática ha demostrado el efecto adverso de la apertura financiera imprudente y el alto costo sistémico de las crisis bancarias. Por esta razón, Galbis (1994), Johnston (1994), y Lindgren, García y Saal (1996) recomiendan un enfoque pragmático de caso por caso, para tratar la apertura financiera, enfoque que tiende a tener éxito si va precedido de estabilización financiera y se apoya en medidas evolutivas prudentes. Desde principios de la década de los años noventa Trinidad y Tabago ha estado reestructurando su sistema financiero interno para crear un entorno más competitivo, que coincida ampliamente con el sendero sugerido por Villanueva y Mirakhor (1990). Las autoridades eliminaron en primer término el crédito selectivo y los controles a la tasa de interés, luego fortalecieron el marco de supervisión y regulación para las instituciones financieras y ahora han empezado una transición hacia el manejo monetario indirecto, a través de las operaciones de mercado abierto. También se eliminaron las restricciones a los flujos de capital transfronterizos y se adoptó un régimen flexible de tipo de cambio, teniendo como fondo la estabilización económica.

El sistema financiero en Trinidad y Tabago está relativamente bien diversificado, pero los bancos continúan siendo los intermediarios financieros predominantes. El indicador de dinero amplio (M_2^*/PIB) medía cerca de 45% al finalizar 1998, lo que estaba muy en línea con el promedio de los países de la OCDE e indicaba un fuerte soporte en el sistema bancario formal, en comparación con otras formas de intermediación financiera como los bonos y las acciones. Un patrón similar es evidente en el otro indicador de profundidad financiera, el crédito privado en relación con el PIB. En la actualidad operan en el país seis bancos comerciales con algo más de veinte sucursales por banco. La propiedad extranjera ha vuelto a resurgir y hoy en día es un rasgo característico del sistema bancario. Dos bancos son de propiedad extranjera y un tercero tiene una minoría de participación accionaria extranjera. Los activos bancarios y la red de sucursales están muy concentrados, sugiriendo una predisposición hacia un ejercicio indeseable de poder de mercado; los tres bancos mayores poseen casi dos terceras partes de

los activos bancarios y tienen no menos del 70% de la red de sucursales.

Los bancos están regulados por la Ley de Instituciones Financieras (FIA) de 1993, que se basa en los principios del Comité de Basilea sobre Prácticas de Supervisión y Regulación Bancarias. Las razones de adecuación de capital, generalmente exceden el requerimiento mínimo del 8%. También los patrones de clasificación y provisionamiento de préstamos se comparan favorablemente con muchos países de la OCDE y países en desarrollo. Asimismo, las normas existentes sobre tenencias de valores y patrones contables están en línea con la mejor práctica internacional. Se impide a los bancos caer en grandes exposiciones frente a un sólo cliente o a un único grupo clientelar. Operan restricciones similares con respecto a préstamos sin garantía a personas del banco y a partes emparentadas. Además, los problemas de los bancos se resuelven al momento de ser detectados por la supervisión bancaria.

En tanto que el asunto de la supervisión bancaria siempre ha sido controvertido, ha asumido una notable importancia a la luz del compromiso global con un régimen de servicios financieros más liberal. Alianzas estratégicas entre bancos y compañías de seguros y la resultante creación de productos financieros híbridos han tendido a evadir los controles de la legislación existente. Los bancos ahora comercian fondos mutuos sobre bases internas (*in-house*) y han empezado a ofrecer productos para pensiones, que antes sólo eran vendidos por compañías de seguros. Algunos de los grandes bancos se han diversificado para ofrecer servicios de seguros y planes educativos. Tal vez los rasgos competitivos más notables en el panorama financiero son las alianzas estratégicas entre bancos y compañías de seguros, así como el surgimiento de bancos transfronterizos hacia la región del Caribe y más allá. Aunque estos desarrollos están poniendo a prueba el marco regulatorio actual, también parecen ser factores importantes para el reforzamiento de la capacidad de los bancos locales para afrontar y sostener los retos de la competencia internacional.

En el contexto de esta conducta competitiva existen altos márgenes de tasa de interés y hay generación de ganancias elevadas, lo que ha llevado a pensar que los bancos pueden haberse envuelto en comportamientos de connivencia o colusorios, en algunos segmentos del mercado. Es mucho más fácil disolver los reclamos de connivencia, basados en el nivel de ganancia, que en márgenes de tasa de interés, que son muy altos para un país de baja inflación y muy anchos, como para reflejar sim-

plemente ajustes competitivos de riesgo. El retorno promedio sobre activos (ROA) del sistema bancario está acorde con el de los bancos viables que operan en un entorno competitivo que promedia algo por encima del 1% entre 1994 y 1996. Una rentabilidad moderada, también indica que los bancos internos podrían enfrentar el reto de la liberalización. El margen implícito de interés bancario entre 1989 y 1996 fue 9 puntos porcentuales mayor que el margen implícito para los bancos de Estados Unidos (Rambarran, 1998). Lo anterior sugiere el potencial que existe para mejorar la eficiencia de la intermediación financiera. No es de sorprender que haya habido solicitudes de adoptar una legislación anti-monopolios para combatir los comportamientos oportunistas de los bancos. Tales temores de consolidación y el potencial para cometer abusos de poder de mercado tienden a surgir de la dinámica del paradigma tradicional ECD, pero pueden ser invalidados si el mercado bancario es, por lo menos, parcialmente impugnabile.

La teoría de la impugnación, tal como la ha diseñado Baumol *et al.* (1982) se considera más bien una generalización de la competencia perfecta. El comportamiento llamado de “tomar precio” es el supuesto crítico en la competencia perfecta; “entrada” es el supuesto equivalente en la teoría de la impugnación. La entrada es libre en el sentido de que las personas potenciales que desean entrar no se enfrentan a barreras de entrada y salida, ya sean económicas o legales. Los competidores potenciales también poseen las mismas funciones de costos que los participantes beneficiados que ya sirven el mercado y pueden, por lo tanto, entrar y salir rápidamente de cualquier mercado sin perder su capital. Lo anterior implica que la producción no envuelve costos hundidos (*sunk*), aunque puede haber costos fijos completamente reversibles. A la luz de estas condiciones, si una oportunidad de ganancia se presenta, un competidor entrante puede tener éxito y no correr riesgo de interacción oligopólica. Estos rasgos y las demandas, muy elásticas al precio, de los productos industriales significan que en un mercado perfectamente impugnabile, la amenaza de competencia que representan los entradores potenciales, puede servir para disciplinar a las empresas beneficiarias ya participantes. En particular, las empresas tendrán que ponerle precio a sus productos en una forma socialmente eficiente que permita obtener rendimientos normales.¹

¹ Baumol *et al.* (1982) demuestran que un mercado impugnabile produce varios resultados deseables, incluyendo los precios óptimos de Ramsey, producción y es-

A pesar del reto a la teoría convencional de la organización industrial y las implicaciones de una estrategia competitiva, se han planteado algunas reservas acerca del poder y de la amplia aplicabilidad que tienen los mercados impugnables. Spence (1983) señala que la teoría de la impugnación menosprecia las dimensiones de la interacción estratégica asociada a la disuasión a las entradas, tal como el otorgamiento de derechos de prioridad a algunas posiciones en el mercado a base de hacer movimientos irreversibles primero. Cairns y Mahabir (1987) argumentan que basados en las ventajas conferidas por los precios hundidos en otros productos, es más probable que sean las empresas existentes más que las nuevas, las que se conviertan en los entrantes potenciales. También sugieren que se haga un refinamiento de la teoría para lograr una aplicabilidad más amplia a base de prestar atención a la investigación y al desarrollo; a la diferenciación de productos, así como a la capacidad ociosa, barreras de entrada, la anticipación de juegos posteriores a la entrada y conjuntos de productos endógenos.

Los supuestos de entrada, en la teoría, pueden quedar parcialmente satisfechos en el mercado bancario de Trinidad y Tabago, ya que, a parte de los requerimientos legales de entrada² hay pocas barreras para el establecimiento de un intermediario financiero. Por ejemplo, un banco comercial y un banco de inversión se establecieron en 1998 y ha habido señales de interés de parte de varios bancos internacionales, incluso los asociados con la intermediación financiera islámica. Por otra parte, puede haber barreras económicas y fuentes posibles de poder de mercado en varios niveles del negocio bancario. Invertir en capital físico y humano, así como la formación de una clientela y de una reputación de solvencia pueden, en principio, dar un costo absoluto o una ventaja de diferenciación de producto en un segmento de un mercado en particular. Así lo harían también

estructura de mercado eficientes, innovación y el hecho de evitar los subsidios cruzados en el proceso de fijación de precios. La teoría de la impugnación también se enfoca a estructuras de costos, mientras que las consideraciones de demanda no son centralmente importantes.

² Las provisiones de entrada de FIA (1993) requieren que toda persona que desee desarrollar un negocio bancario debe solicitar una licencia del banco central y satisfacer seis criterios, como mínimo, para obtenerla. Estos criterios incluyen lo siguiente: que los directivos, accionistas, controladores y gerentes sean personas serias en su comportamiento y en sus cualidades; que el negocio sea administrado de manera prudente y que la institución tenga activos netos mínimos por 15 millones de dólares de Trinidad y Tabago en cualquier momento.

las alianzas estratégicas con compañías de seguros y la creación de productos financieros híbridos.

El segundo aspecto crucial de la teoría de la impugnación es la habilidad para recobrar costos irrecuperables, lo que es difícil de evaluar en un mercado bancario o financiero. La salida significa que un banco puede dejar la industria bancaria por completo o se retira de algunas líneas particulares del negocio, aunque esto último pudiera ser menos costoso, ya que los costos irrecuperables podrían recobrase más rápidamente. No obstante, un banco puede evaluar su habilidad de recobrar costos irrecuperables de entrada bajo el supuesto *ex ante* de que el negocio estará bien administrado, aún cuando se reconozca que podría volverse no rentable *ex post*. Los analistas generalmente consideran las quiebras bancarias como prueba de la dificultad que involucra la recuperación de los costos irrecuperables (Nathan y Neaves, 1989). Demirguk-Kunt y Detragiache (1998) definen la existencia de una crisis bancaria por la existencia de alguna de las siguientes cuatro condiciones:

- los créditos que no funcionan (*non performing*) exceden del 10% del total de los activos del sistema bancario;
- El costo de la operación de rescate es al menos el 2% del PIB;
- Los problemas del sector bancario resultan en nacionalización, a gran escala, de los bancos; y
- Se producen corridas bancarias generalizadas o el gobierno legaliza medidas de emergencia.

Ninguna de estas condiciones ha existido en Trinidad y Tabago. Lo que más se les acerca es la suspensión de cinco instituciones financieras no bancarias (IFN) en 1986 y la fusión de tres bancos internos en 1993 (Forde, 1996). Es muy posible, por lo tanto, que las quiebras bancarias en Trinidad y Tabago reflejen más bien prácticas bancarias no sanas y proporcionen poca información sobre costos normales de salidas. Más aún, como se mencionó anteriormente, los bancos más bien han entrado que salido de los mercados financieros en la última década. Un camino de investigación empírica adicional se relaciona, por lo tanto, con la maleabilidad del capital y el tiempo requerido para recuperar los costos de capital en la industria bancaria.

La breve síntesis esquemática precedente del desarrollo del sector financiero plantea, más bien que clarifica, cualquier te-

ma, pero no niega la posibilidad de que el sistema bancario pueda exhibir algunas características de impugnación. Los indicadores estructurales sugieren que la participación bancaria extranjera podría traer los beneficios de una mayor competencia, reducir los altos márgenes de interés y proveer un más amplio rango de servicios financieros. Las relativamente sanas razones de adecuación de capital también están a favor de una mayor apertura. No obstante, se debe ser cauto al utilizar estos indicadores de desempeño como objetivos específicos de las negociaciones para liberalizar sectores, ya que pueden variar entre países por razones tales como la percepción de riesgo y tamaño del mercado, con escasa relación a la competitividad y apertura del sector financiero (Sorsa, 1997). A este propósito, Nathan y Neaves (1989) afirman que, en tanto el trabajo teórico procede, el análisis empírico puede dirigir útilmente el desempeño actual de las estructuras del mercado, en particular, si están estrechamente relacionadas con los aspectos más controvertidos de la teoría.

III. VERIFICACIÓN DE DOS MODELOS NO-ESTRUCTURALES DE CONDUCTA BANCARIA

En esta sección se utilizan dos modelos no-estructurales para probar el grado de apertura del mercado bancario de Trinidad y Tabago. Aunque ambos modelos descansan en estadísticas comparativas de una empresa que maximiza utilidades, Worthington (1990) demuestra que esas pruebas proporcionan un análisis empírico válido de equilibrio dinámico. Adicionalmente, ambos métodos se apoyan en el modelo de intermediación de la firma bancaria desarrollado por Klein (1971), y Sealey y Lindley (1977). Este modelo supone que los bancos utilizan la mano de obra para obtener depósitos y, en conjunto con los depósitos, originar préstamos.

El primer acercamiento para probar el poder del mercado es la fijación de parámetros sobre la medida en que las empresas perciben una distinción entre precio e ingreso marginales. Al parámetro se le conoce como la variación conjetural y se le representa por λ donde $-1 \leq \lambda \leq +1$. La prueba se basa en la idea de que las empresas que maximizan utilidades establecen que los costos marginales son iguales a su ingreso marginal percibido, lo que corresponde al precio de demanda en el clásico equilibrio de la competencia, y también corresponde al ingreso marginal de la industria en el extremo colusorio (Bresnahan,

1982). Las aplicaciones del modelo de variación conjetural de Iwata (1974), Gollop y Roberts (1979), Alexander (1988) y Shaffer (1989, 1993) a través de las estructuras bancarias, generalmente fueron consistentes con la competencia perfecta y a menudo rechazaron la hipótesis de monopolio mancomunado.

El segundo enfoque usa el “estadístico H ” de Rosse-Panzar [Rosse y Panzar (1977), y Panzar y Rosse (1982, 1987)], para determinar la naturaleza competitiva de los mercados bancarios. El estadístico H se calcula a partir de las ecuaciones de ingreso de forma reducida y mide la suma de las elasticidades de ingreso total con respecto a formas de insumos. Estudios de la industria bancaria canadiense hechos por Nathan y Neave (1989) y Shaffer (1993) que usan el estadístico H encontraron evidencias de conducta competitiva. Molyneux *et al.* (1994) encontraron que los bancos en Alemania, el Reino Unido, Francia y España ganaban ingresos como en condiciones de competencia monopólica. Lo anterior subrayaba la importancia de completar un mercado único para los servicios financieros del mercado bancario de la comunidad europea (CE).

1. El modelo de variación conjetural

Formalmente, la función de demanda de los servicios de banca comercial se representa como:

$$(1) \quad Q = D(P, Y, \alpha) + \varepsilon$$

donde Q es el producto agregado, P es el precio de la industria, Y es un vector de variables exógenas, α es un vector de parámetros de sistema de demanda que van a estimarse y ε es un término de error aleatorio.

La función de ingreso marginal percibido por la empresa, MR^p puede expresarse como se representa en la siguiente ecuación:

$$(2) \quad MR^p = P + \lambda h(Q, Y, \alpha)$$

donde $h(\cdot)$ es la semielasticidad de la demanda del mercado y λ denota la variación conjetural. El valor de $\lambda = 0$, implica que los bancos actúan como tomadores de precios en un comportamiento de competencia perfecta. Para $\lambda = 1$, los bancos actúan en monopolio mancomunado o en connivencia perfecta, escogiendo el producto o los precios, según sea la curva del ingreso marginal de la industria. Valores intermedios de λ corresponden a varios a varios grados de connivencia o compe-

tencia imperfecta. El caso especial de $\lambda = 1/n$ cuando hay n bancos en la industria, sugiere un equilibrio de Cournot, en el que cada banco maximiza independientemente su propia ganancia y no la ganancia (conjunta) de la industria. Shaffer (1993) indica que además de ser un índice del poder de mercado, $-\lambda$ constituye una estimación local de la desviación porcentual del producto agregado del equilibrio de competencia.³ A medida que los datos abarquen al menos un mercado completo, los cálculos de λ no estarán sesgados. En los casos en los que la industria abarca mercados múltiples, λ significa el grado promedio del poder de mercado sobre los mercados separados.

La estimación de λ requiere una función de demanda inversa y una relación de oferta. La función de demanda se especifica como:

$$(3) \quad Q = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 Y + \alpha_3 P + \alpha_4 Z + \alpha_5 PY + \alpha_6 YZ + \xi$$

donde Q es la cantidad que producen los servicios bancarios, aproximada por el valor total de los activos. El precio de los servicios bancarios P se mide como la razón del ingreso de operación a los activos totales, y en el caso de α se supone que es negativa y correspondiente a una curva de demanda de pendiente descendente. Y es una variable exógena que representa la demanda agregada y se espera que α sea positiva. Z es otra variable exógena como el precio de un sustituto de los servicios bancarios, medidos como la tasa de descuento promedio sobre los bonos de tesorería; si esta tasa es una buena aproximación, entonces α debería ser positiva. Los términos de interacción, los productos PZ , PY y YZ , son necesarios para permitir la rotación de la curva de demanda, a fin de identificar λ . Lau (1982) muestra que si $\alpha + \alpha > 0$ es una condición suficiente y necesaria para identificar a λ en el sistema. Además, una curva de demanda de la industria que tenga pendiente descendente requiere que $\alpha + \alpha Z < 0$.

La función de costos translogarítmica empleada en muchos estudios de instituciones de depósito se da por:

$$(4) \quad C = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Q + \gamma_2 (\ln Q)^2 + \gamma_3 \ln W_1 + \gamma_4 \ln W_2 + \\ + \gamma_5 (\ln W_1)^2/2 + \gamma_6 (\ln W_2)^2/2 + \gamma_7 \ln W_1 \ln W_2 + \\ + \gamma_8 \ln Q \ln W_1 + \gamma_9 \ln Q \ln W_2$$

³ Dado que el precio actual se desvía del precio de competencia en $-\lambda Q/\partial Q/(\partial P)$, y la cantidad actual se desvía de la cantidad de competencia en $\partial Q/\partial P$ veces esta desviación de precio o $-\lambda Q$, entonces la desviación porcentual en la producción de $-\lambda Q/Q = -\lambda$.

donde C es el costo total de los servicios bancarios y W_1 y W_2 representan costos de insumos exógenos, cuyos coeficientes estimados deberían ser positivos. W_1 es el precio de insumos de fondos medidos como la razón de gastos por intereses a depósitos totales y W_2 es el precio unitario de la mano de obra aproximado por salarios y sueldos por empleado. El capital físico, a menudo es enfocado como un tercer insumo en la función de producción bancaria, pero se omite en esta especificación, ya que constituye menos del 5% de los gastos operativos durante el período de estimación.

La función de costos translogarítmica da pie a una función de costos marginales de la forma siguiente:

$$(5) \quad MC = (C/Q)(\beta_1 + \beta_2 \ln Q + \beta_3 \ln W_1 + \beta_4 \ln W_2)$$

Las condiciones de concavidad y simetría no pertenecen a ninguno de los coeficientes en la ecuación (5) que se mencionó anteriormente. La monotonidad abarca pero no constriñe a β_3 y β_4 . La homogeneidad lineal en los precios de los insumos implica que $\beta_3 + \beta_4 = 0$; la homoteticidad implica que $\beta_3 + \beta_4 = 0$.

La función de oferta derivada de la función de costos marginales bajo los supuestos de que los bancos son tomadores de precios de insumos y buscan maximizar las ganancias es por lo tanto:

$$(6) \quad P = -\lambda Q/(\alpha_1 + \alpha_3 Z + \alpha_5 Y) + (C/Q)(\beta_1 + \beta_2 \ln Q + \beta_3 \ln W_1 + \beta_4 \ln W_2) - \beta_5 D Q/(\alpha_1 + \alpha_3 Z + \alpha_5 Y)$$

donde D es una variable de tiempo iterativa para medir si el grado de competencia era diferente en promedio después de la liberalización del sistema financiero en 1988. D es un conjunto igual a 0 en el período 1969-88 y es igual a 1 en el período 1989-97. No hay hipótesis *a priori* sobre el signo de su coeficiente β_5 .

El sistema $\{(3), (6)\}$ se estimó simultáneamente utilizando el método de tres pasos de mínimos cuadrados (3SLS) y se presenta en el cuadro 1. En la especificación hecha con un término de cambio interactivo, ocho coeficientes son significativos, tres de ellos al nivel del 1%. En la especificación que carece de un término de cambio, siete estimaciones de parámetros son significativas (tres al nivel de 1%). Con la excepción del signo de los coeficientes de los precios de los activos de los bancos y del precio de los fondos, las expectativas *a priori* de todos los demás coeficientes, generalmente se confirman con los resultados obtenidos. Tanto α_3 como α_5 son significativamente diferentes de 0, al

CUADRO 1. MODELO DE VARIACIÓN CONJETURAL, ECUACIONES (3) Y (6)

<i>Estimación de parámetro</i>	<i>Sin cambio</i>	<i>Cambio</i>
α_0	-3381.42 ^b (-2.37)	-3632.27 ^b (-2.53)
α_1	1633.68 ^b (2.96)	1601.95 ^b (2.83)
α_2	2.20 ^a (3.49)	2.22 ^a (3.46)
α_3	-50.52 ^b (-2.56)	-59.17 ^b (-2.71)
α_4	374.19 (1.55)	417.24 ^c (1.73)
α_5	-0.86 ^b (-2.82)	-0.81 ^b (-2.59)
α_6	-0.12 (-1.40)	-0.13 (-1.49)
β_1	15.76 ^a (4.09)	18.87 ^a (3.24)
β_2	-1.95 ^a (-3.82)	-2.22 ^a (-3.16)
β_3	-0.31 (-0.42)	0.09 (0.09)
β_4	-0.70 (-1.13)	-1.18 (-1.18)
β_5	-----	0.22 (0.76)
λ	0.42 (1.05)	0.20 (0.40)
$R^2(3)$	0.77	0.76
$R^2(6)$	0.99	0.83
$\sigma(3)$	215.47	220.3
$\sigma(6)$	0.73	1.01
$DW(3)$	1.45	1.39
$DW(6)$	3.25	3.35

NOTAS: Los estadísticos *t* figuran entre paréntesis. Información calculada a partir de varios números del *Operating Results of the Banking System, 1969-1982*, y *Operating Ratios of the Financial System, 1983-1997*, Banco Central de Trinidad y Tabago.

^a Denota significación en el nivel de 1%. ^b Significación en el nivel de 5%. ^c Significación en el nivel de 10 por ciento.

asegurar que λ se puede identificar dentro del sistema. De hecho, el índice de competencia λ se estima con bastante precisión, teniendo un error estándar de menos de 0.5 en las regresiones. Aun así la hipótesis de nulidad de que $\lambda = 0$ no pudo ser rechazada a un nivel de significación razonable, en el caso de ninguna de las estimaciones, implicando que la conducta bancaria es consistente con la competitividad. Además el límite superior del intervalo de confianza del 95% es 1.28, que es muy diferente del nivel colusorio simétrico de 1.

Estos resultados son débilmente inconsistentes con el monopolio mancomunado o con el comportamiento simétrico de Cournot. Los bancos deciden simultáneamente qué cantidad producir, proyectando la producción de otros bancos, a fin de tomar decisiones estratégicas. No obstante, el término de cambio interactivo no muestra incremento en el grado de competencia en el sistema bancario después de 1989, tal vez porque esta industria todavía tiene que convergir en un nuevo equilibrio a largo plazo, siguiendo los cambios obligatorios y estructurales de 1990. El impacto de las diversas propuestas reglamentarias sobre el riesgo sistémico de las carteras de los bancos está pendiente de evaluación. El valor de $(-\lambda + \beta_3)$ proporciona una estimación global del porcentaje de desviación de la producción agregada, a partir del nivel de equilibrio competitivo en el período post-1989. La estimación sugiere que la cantidad agregada de activos bancarios es menor que el equilibrio competitivo (estática óptima) en 40% o en cerca de 10 mil millones de dólares, basados en cifras de 1997. En efecto, los resultados son consistentes con un desequilibrio temporal y al mismo tiempo con niveles de capacidad insuficientes, implicando que el sistema no está sobresaturado de bancos, puesto que la entrada de, al menos, dos bancos de tamaño mayor al promedio, tendería a engendrar un tamaño óptimo de mercado.

2. El modelo Rosse-Panzar

Rosse y Panzar (1977) aplican el lema de Shepard a condiciones de una empresa que maximiza ganancias de primer orden, para mostrar que el estadístico H es negativo cuando la estructura es la de un monopolio, un oligopolio en connivencia perfecta, o un oligopolio con variación conjetural a corto plazo. En estas condiciones un incremento en los precios de insumos aumenta los costos marginales, reduce el producto de equilibrio y subsecuentemente reduce los ingresos totales. En contraste, el estadístico H es positivo, pero no mayor que la unidad bajo

competencia perfecta, ya que cualquier incremento en los precios de los insumos aumenta tanto los costos marginales como los costos promedio, sin alterar la producción óptima de cualquier empresa individual. Shaffer (1983) muestra que H es 1 para un monopolio que opera en un mercado que está perfectamente competido, así como para una empresa que maximiza ventas cuando está sujeta a restricciones de operar sin pérdidas ni ganancias.

El parámetro H constituye por lo tanto una prueba de un extremo en el sentido de que un valor positivo rechaza cualquier forma de competencia imperfecta, pero un valor negativo es consistente con una variedad de posibilidades, incluyendo la competencia a corto plazo. Un rasgo crítico del estadístico H es que la prueba debe realizarse en observaciones que están en equilibrio a largo plazo. Las pruebas empíricas a favor del equilibrio quedan sugeridas por el hecho de que los mercados de capital competitivos igualarán las tasas de rendimiento, ajustadas por riesgo, entre bancos, de tal forma que, en equilibrio, las tasas de rendimiento no deberán estar correlacionadas estadísticamente con los precios de los insumos. El cuadro 2 resume estas interpretaciones diferentes del estadístico H de Rosse-Panzar.

CUADRO 2. INTERPRETACIÓN DEL ESTADÍSTICO H DE ROSSE-PANZAR

<i>Prueba de contexto competitivo</i>	<i>Prueba de equilibrio</i>
$H < 0$ Monopolio u oligopolio con variaciones conjeturales a corto plazo	$H < 0$ Desequilibrio
$0 > H < 1$ Competencia monopolística	$H = 0$ Equilibrio
$H = 1$ Competencia perfecta, o	
$H = 1$ Monopolio natural en un mercado perfectamente competido, o	
$H = 1$ Empresa que maximiza ventas sujeta a condiciones en las que no tiene ni pérdidas ni ganancias	

FUENTE: Molyneux *et al.* (1994).

Puesto que la cantidad de producto es endógena a la empresa y refleja las características de la demanda agregada, lo mismo que consideraciones tecnológicas e interempresariales, se utiliza el método 3SLS (tres mínimos cuadrados estándar) para estimar un sistema de dos ecuaciones para la industria bancaria comercial entre 1969 y 1997. El sistema comprende la ecuación de demanda:

$$(7) \quad \ln Q = \phi_0 + \phi_1 \ln P + \phi_2 \ln Y + \phi_3 \ln Z + \phi_4 D$$

más la ecuación de ingreso:

$$(8) \quad \ln P = \psi_0 + \psi_1 \ln Q + \psi_2 \ln PR + \psi_3 \ln W_1 + \psi_4 \ln W_2$$

donde PR es la razón entre provisiones para pérdidas por préstamos y préstamos totales, que se utiliza para incorporar el riesgo específico de la empresa y presentarla en forma de hipótesis para que tenga un signo negativo. En este modelo el estadístico H se calcula como $H = \psi_3 + \psi_4$. La prueba de equilibrio del estadístico H se basa en un rendimiento de activos (ROA) como la variable endógena de la ecuación (8). Hallar que $H < 0$ indicaría desequilibrio, en tanto que $H = 0$ indicaría equilibrio. El cuadro 3 presenta los coeficientes estimados. El ajuste global es bueno y la mayoría de los parámetros son significativos a lo largo del sistema bancario. En particular, los coeficientes del precio de la mano de obra y del precio de los fondos son significativos estadísticamente. En el caso de las otras variables independientes, el signo del coeficiente del tamaño de los activos es negativo, indicando que las diferencias de tamaño inducidas, entre bancos, pueden llevar a un ingreso de operación por dólar de activos menor. El signo positivo en el parámetro de ajuste al riesgo, es contrario a lo esperado, en tanto que el parámetro de cambio interactivo no es significativamente diferente de cero.

Al igual que el modelo de variación conjetural, el término de cambio interactivo del modelo Rosse-Panzar muestra poco cambio en el grado de competencia mostrado por algunos bancos después de 1989. El estadístico H calculado es igual a 0.65 y significativamente diferente de 0 y de 1, pero no representa equilibrio a largo plazo. Por lo tanto, los resultados del modelo Rosse-Panzar rechazan las hipótesis de monopolio, oligopolio de corto plazo y competencia perfecta para el sistema bancario. Más bien, los bancos parecen obtener ingresos como si se tratara de competencia monopolística. Lo anterior, sugiere que la teoría de la impugnación podría tener cierta validez para describir el comportamiento bancario, tal como lo hacen las teorías del monopolio o del oligopolio. Sin embargo, para que un resultado tal sea sólidamente consistente con un mercado bancario impugnado, la competencia potencial debe garantizar que sean las empresas participantes las que fijen precios perfectamente competitivos; de otra forma, un resultado monopolísticamente competitivo podría reflejar la amenaza de una empresa que al entrar, fija el precio líder y se sale. Ésta es otra área que cuenta

CUADRO 3. ESTIMACIONES DEL MODELO ROSSE-PANZAR, ECUACIONES (7) Y (8)

<i>Estimación de parámetros</i>	<i>Escenario competitivo</i>	<i>Prueba de equilibrio</i>
ϕ_0	-0.05 (-0.005)	-4.53 ^a (-3.63)
ϕ_1	-0.49 ^b (-2.28)	0.19 ^c (1.92)
ϕ_2	0.77 (0.73)	1.52 ^a (9.50)
ϕ_3	0.95 (1.31)	-0.06 (-1.11)
ϕ_4	-0.67 (-1.005)	0.93 (0.48)
ψ_0	5.02 ^a (8.15)	0.47 (0.28)
ψ_1	-0.69 ^a (-7.57)	2.08 ^a (9.84)
ψ_2	0.01 (0.53)	-0.36 ^a (-18.43)
ψ_3	0.43 ^a (2.73)	0.37 ^b (2.14)
ψ_4	0.22 ^c (1.89)	-0.86 ^b (2.18)
H	0.68	-0.49
$R^2(7)$	0.76	0.94
$R^2(8)$	0.96	0.99
$\sigma(7)$	0.21	0.03
$\sigma(8)$	0.13	0.09
$DW(7)$	1.09	1.69
$DW(8)$	0.81	3.31

NOTAS: Estadístico *t* entre paréntesis. Datos calculados de varios números de *Operating Results of the Banking System, 1969-1982*, y *Operating Ratios of the Financial System, 1983-1997*, Banco Central de Trinidad y Tabago.

^a Denota significación al nivel de 1%. ^b Significación al nivel de 5%. ^c Significación al nivel de 10 por ciento.

con potencial suficiente para realizar una investigación empírica adicional exitosa. No obstante, los resultados sugieren, *grosso modo*, que el modelo Rosse-Panzar puede no adaptarse a los datos de la muestra, al igual que el modelo de variación conjetural

de la sección anterior y deberá ser tratado con mayor precaución.

IV. CONCLUSIÓN

Trinidad y Tabago ya está tan adelantada en el camino de la liberalización, que tal vez sea más apropiado interpretar su sector financiero pre-GATS como un mercado impugnabile; es decir, abierto a la competencia externa cuando las barreras para entrar a él están bajas. Los indicadores estructurales sugieren que la participación bancaria extranjera podría traer los beneficios de una mayor competencia, podría reducir los altos márgenes de interés y proveer un mayor rango de servicios financieros. Las razones de adecuación de capital relativamente sanas también están a favor de una mayor apertura. Medidas no estructurales basadas en los modelos de variación conjetural y de Rosse-Panzar encuentran un mercado bancario parcialmente impugnabile. La conducta bancaria es consistente con un grado de competencia algo superior al que presente el comportamiento de Cournot, y los bancos parecen obtener ganancias como si estuvieran bajo competencia monopólica. La amenaza de entradas potenciales parece limitar a los bancos en su capacidad de fijar los precios de sus productos de manera competitiva. Las preocupaciones acerca del potencial existente para abusar del poder de mercado por parte de los bancos podrían, por lo tanto, no ser eliminadas. Además, parece que la industria bancaria todavía tiene que convergir hacia un nuevo equilibrio de largo plazo que contemple los cambios estructurales y regulatorios de los noventa. Los activos del sistema bancario están más bajos que los que corresponden al equilibrio competitivo (u óptimo estático) en un 40% o cerca de 10 mil millones de dólares, basándose en cifras de 1997, implicando que el sistema no está sobre saturado de bancos, ya que la entrada de por lo menos dos bancos mayores al promedio pareciera tender a generar un tamaño de mercado óptimo.

Lo anterior sugeriría mayores compromisos en los diversos modos de oferta del acuerdo GATS sobre servicios financieros.⁴ La liberalización que está teniendo lugar, hasta ahora. Ha sido modesta. A parte de algunos compromisos específicos sobre

⁴ Además de la participación en el CARICOM y en el Acuerdo de Lomé, Trinidad y Tabago ha participado ampliamente en los foros de comercio multilateral por su membresía en el Acuerdo General de Aranceles y Comercio (GATT). En esta institución el país ha contribuido y se ha beneficiado de las reducciones generales de aranceles y otras barreras al comercio mundial.

servicios de reaseguro, Trinidad y Tabago estableció compromisos horizontales para la adquisición de propiedades y participaciones en sociedades o empresas nacionales y para la movilidad de la mano de obra al concluirse la Ronda Uruguay en 1994. Partiendo de la base del análisis precedente y contrario a la estrategia recomendada por el informe de la Secretaría del CARICOM/Maquinaria Regional Negociadora, viene al caso que Trinidad y Tabago haga nuevos compromisos bajo los acuerdos del GATS. Atar la reforma financiera del sector al modelo 3 del GATS (presencia comercial) tendría sentido, dado que Trinidad y Tabago, ya permitió el establecimiento de bancos extranjeros en su territorio. Conforme al modo de oferta, de presencia comercial, toda autorización a entrar estaría aún sujeta a criterios prudenciales acordes con las leyes y la reglamentación pertinentes. Los compromisos adquiridos conforme a la más demandante liberalización contemplada en el modo 1 (a través de las fronteras) es también posible en el contexto de una cuenta de capital que ya esté abierta. Tal acuerdo puede tomar la forma de una posición no atada con respecto al acceso al mercado y al trato nacional, tanto para la oferta transfronteriza como para el consumo en el extranjero; así como para la aceptación de depósitos y de préstamos de todos tipos. A la luz de las nuevas dimensiones de las relaciones comerciales. Trinidad y Tabago necesita tomar una decisión estratégica acerca de sí participará, y cómo lo hará, en el proceso de liberalización multilateral.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Baumol, W. J., J. C. Panzar y R. D. Willig (1982), *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*, Harcourt Brace Jovanovich, San Diego.
- Bresnahan, T. F. (1982), "The Oligopoly Solution Concept is Identified", *Economics Letters*, vol. 10, pp. 87-92.
- Cairns, R., y D. Mahabir (1987), "Contestability: A Revisionist View", *Economica*, pp. 201-208.
- CARICOM, Secretaría/Maquinaria Regional Negociadora (1998), *Competitiveness of Caribbean Financial Services and World Trade Organization (WTO) Negotiating Strategies*.
- Clarke, L., y D. Danna (eds.) (1997), *The Financial Evolution of the Caribbean Community (1970-1996)*, Centro de Estudios Monetarios del Caribe, St. Augustine (Trinidad y Tabago).

- Craig, W., *et al.* (1997), "The Evolution of the Financial Sector in the Bahamas (1970-1996)", en L. Clarke y D. Danns (eds.), *The Financial Evolution of the Caribbean Community (1970-1996)*, Centro de Estudios Monetarios del Caribe, St. Augustine (Trinidad y Tabago).
- Danns, D. (1997), "The Evolution of the Financial Sector in Suriname (1970-1996)", en L. Clarke y D. Danns (eds.), *The Financial Evolution of the Caribbean Community (1970-1996)*, Centro de Estudios Monetarios del Caribe, St. Augustine (Trinidad y Tabago).
- Demirgüç-Kunt, A., y E. Detragiache (1998), "The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries", *IMF Staff Papers*, vol. 45, n^o 1, marzo.
- Forde, P. (1995), *Financial Crises in Trinidad and Tobago, 1983-1994*, documento presentado en la XXXII Reunión de Técnicos de Bancos Centrales del Continente Americano, Santo Domingo, noviembre.
- Forde, P., A. Joseph *et al.* (1997), "The Evolution of the Financial Sector in Trinidad and Tobago (1970-1996)", en L. Clarke y D. Danns (eds.), *The Financial Evolution of the Caribbean Community (1970-1996)*, Centro de Estudios Monetarios del Caribe, St. Augustine (Trinidad y Tabago).
- Galbis, V. (1994), *Sequencing of Financial Sector Reform: A Review*, Fondo Monetario Internacional, Washington (serie Working Paper, 94/101).
- Gilbert, R. A. (1984), "Bank Market Structure and Competition: A Survey", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 16, n^o 4, parte 2, pp. 617-45.
- Gollop, F. M., y M. J. Roberts (1979), "Firm Interdependence in Oligopolistic Markets", *Journal of Econometrics*, vol. 10, pp. 313-331.
- Graham, E., y R. Z. Lawrence (1996), *Measuring the International Contestability of Markets: A Conceptual Approach*, documento preparado para el Comité de Comercio de la OCDE, Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos, París (TD/TC, 96, 7).
- Iwata, G. (1974), "Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly", *Econometrica*, vol. 42, pp. 947-966.
- James, M., R. Jobity y G. Samuel (1996), *The World Trade Organization: Implications for Trinidad and Tobago*, texto mimeografiado, Banco Central de Trinidad y Tabago.
- Johnston, R. B. (1994), *The Speed of Financial Sector Reform: Risk and Strategies*, Fondo Monetario Internacional, Washington (serie Policy Analysis and Assessment 94/26).

- Khan, G. (ed.) (1997), *Mergers and Acquisitions in the Caribbean Financial Sector*, Centro de Estudios Monetarios del Caribe, St. Augustine.
- Klein, M. (1971), "A Theory of the Banking Firm", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 7, pp. 205-18.
- Lau, L. (1982), "On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data", *Economics Letters*, vol. 10, pp. 93-99.
- Lindgren, C., G. García y M. Saal (1996), *Bank Soundness and Macroeconomic Policy*, Fondo Monetario Internacional, Washington.
- McFarlane, D. (1997), "Financial Sector Mergers and Acquisitions: Implications for the Economy and Society – A Jamaican Perspective", en G. Khan (ed.), *Mergers and Acquisitions in the Caribbean Financial Sector*, Centro de Estudios Monetarios del Caribe, St. Augustine.
- Molyneux, P., D. M. Lloyd-Williams y J. Thornton (1994), "Competitive Conditions in European Banking", *Journal of Banking and Finance*, vol. 18, pp. 445-59.
- Nathan, A., y E. H. Neave (1989), "*Competition and Contestability in Canada's Financial System: Empirical Results*", *Canadian Journal of Economics*, vol. 22, n° 3, agosto, pp. 576-94.
- Panzar, J. C., y J. N. Rosse (1982), *Structure, Conduct and Comparative Statistics*, Bell Laboratories Economics (documento interno).
- Panzar, J. C., y J. N. Rosse (1987), "Testing for Monopoly Equilibrium", *Journal of Industrial Economics*, vol. 35, pp. 443-56.
- Peart, K. (1995), "Financial Reform and Financial Sector Development in Jamaica", *Social and Economic Studies*, número especial, vol. 44, pp. 23-40.
- Rambarran, A. (1998), *Commercial Bank Interest Rate Spreads in Trinidad and Tobago, 1969-1996: Accounting Decomposition and Policy Determinants*, texto mimeografiado, Banco Central de Trinidad y Tabago.
- Rosse, J. N., y J. C. Panzar (1977), *Chamberlin vs. Robinson: An Empirical Test for Monopoly Rents*, Bell Laboratories Economics (doc. interno, n° 90).
- Sealey, C. W., y J. T. Lindley (1977), "Inputs, Outputs and A Theory of Production and Cost at Depository Financial Institutions", *Journal of Finance*, vol. 32, septiembre, pp. 1251-1266.
- Shaffer, S. (1983), "Non-Structural Measures of Competition: Toward a Synthesis of Alternatives", *Economics Letters*, vol. 12, pp. 349-53.

- Shaffer, S. (1989), "Competition in the US Banking Industry", *Economics Letters*, vol. 29, pp. 321-23.
- Shaffer, S. (1993), "A Test of Competition in Canadian Banking", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 25, nº 1, pp. 49-61.
- Shaffer, S., y J. DiSalvo (1994), "Conduct in a Banking Duopoly", *Journal of Banking and Finance*, vol. 18, pp. 1063-1082.
- Shepherd, W. (1984), "Contestability vs. Competition", *American Economic Review*, vol. 74, septiembre, pp. 572-87.
- Sorsa, P. (1997), *The GATS Agreement on Financial Services – A Modest Start to Multilateral Liberalization*, Fondo Monetario Internacional, Washington (serie Working Paper, 97/55).
- Spence, M. (1983), "Contestable Markets and the Theory of Industry Structure: A Review Article", *Journal of Economic Literature*, vol. 21 nº 3, septiembre, pp. 981-90.
- Villanueva, D., y A. Mirakhor (1990), "Strategies for Financial Reforms: Interest Rate Policies, Stabilization and Banking Supervision in Developing Countries", *IMF Staff Papers*, vol. 37, nº 3, septiembre, pp. 509-36.
- Vives, X. (1991), "Banking Competition and European Integration", en A. Giovannini y C. Meyer (eds.), *European Financial Integration*, Cambridge University Press.
- Worthington, P. (1990), "Strategic Investment and Conjectural Variations", *International Journal of Industrial Organization*, vol. 8, junio, pp. 315-28.

Carlos Massad

Implementación de la política monetaria en Chile

Audrey E. Anderson

*Manejo y prevención de crisis bancarias:
el papel del banco central*

Germán Suárez Chávez

El papel de las reservas internacionales

Reginal Darius
Oral Williams

*An examination of the purchasing power parity
hypothesis in a low inflation environment*

Anston Rambarran

*Bank competition and contestability in Trinidad
and Tobago: a case for further commitments
under the GATS*

Shaghil Ahmed
Prakash N. Loungani

Business cycles in emerging market economies



El CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS fue fundado en 1952 por siete bancos centrales de América Latina, a saber: Banco Central de Chile, Banco de la República (Colombia), Banco Nacional de Cuba, Banco Central del Ecuador, Banco de Guatemala, Banco Central de Honduras y Banco de México, S. A. Actualmente, son miembros de la institución los bancos centrales de América Latina y el Caribe, bancos centrales extra-regionales, así como organismos supervisores y entidades regionales del sector financiero. La lista completa se detalla en la contraportada. En los campos monetario, financiero y bancario el CEMLA promueve investigaciones, organiza reuniones y seminarios internacionales y recoge experiencias que sistematiza por medio de la administración de programas de capacitación y de asistencia técnica que contribuyen a formar y actualizar a los funcionarios de sus instituciones miembros.

Uno de sus objetivos es informar sobre la evolución del pensamiento económico dentro y fuera de la región, y difundir los hechos de importancia en materia de políticas monetaria, financiera y cambiaria, fundamentalmente. Sus libros, revistas y boletines contienen un vasto material de estudio y constituyen una permanente fuente de información para los estudiosos de estos temas.

monetaria

Suscripción anual: 70.00 dólares (América Latina y el Caribe: 45.00 dólares; estudiantes y maestros: 35.00 dólares). Ejemplar suelto: 18.00 dólares (América Latina y el Caribe: 12.00 dólares; estudiantes y maestros: 9.00 dólares).

Suscripciones y pedidos:

Claudio Antonovich

*CEMLA, Departamento de Relaciones públicas
Durango n° 54, México, D. F., 06700, México*

Teléfono: (525) 533-03-00

Telefax: (525) 525-44-32

Internet: <http://www.cemla.org>

MIEMBROS DEL CEMLA

ASOCIADOS

Banco Central de la República Argentina	Banco de Guatemala
Centrale Bank van Aruba	Bank of Guyana
Central Bank of the Bahamas	Banque de la République d'Haïti
Central Bank of Barbados	Banco Central de Honduras
Central Bank of Belize	Bank of Jamaica
Banco Central de Bolivia	Banco de México
Banco Central do Brasil	Bank van de Nederlandse Antillen
Eastern Caribbean Central Bank	Banco Central de Nicaragua
Cayman Islands Monetary Authority	Banco Central del Paraguay
Banco Central de Chile	Banco Central de Reserva del Perú
Banco de la República (Colombia)	Banco Central de la República Dominicana
Banco Central de Costa Rica	Centrale Bank van Suriname
Banco Central de Cuba	Central Bank of Trinidad and Tobago
Banco Central del Ecuador	Banco Central del Uruguay
Banco Central de Reserva de El Salvador	Banco Central de Venezuela

COLABORADORES

Bancos centrales

Deutsche Bundesbank (Alemania)	Banque de France
Bank of Canada	Banca d'Italia
Banco de España	Bank of Japan
Federal Reserve System (Estados Unidos)	Bangko Sentral ng Pilipinas
	Banco de Portugal

Otras instituciones

Superintendencia de Bancos y Entidades Financieras (Bolivia)	Superintendencia de Bancos (República Dominicana)
Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)	Banco Centroamericano de Integración Económica
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Banco Latinoamericano de Exportaciones, S. A.
Superintendencia de Bancos (Panamá)	Fondo Latinoamericano de Reservas