

monetaria

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS

VOLUMEN XXXI, NÚMERO 1, ENERO-MARZO

2008

CEMLA

ASAMBLEA

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

JUNTA DE GOBIERNO, 2007-2009

Presidente: Banco Central de Reserva del Perú □ **Miembros:** Banco Central de la República Argentina □ Banco Central de Brasil □ Banco Central de Honduras □ Banco de Jamaica □ Banco de México (permanente) □ Banco Central de Venezuela.

AUDITORÍA EXTERNA

Banco de México

PERSONAL DIRECTIVO

Director General: Kenneth Coates □
Subdirector General: Luiz Barbosa
□ *Coordinadora Institucional de Capacitación:* Jimena Carretero Gordon
□ *Coordinador Institucional de Programas y Reuniones Técnicas de Banca Central:* Fernando Sánchez Cuadros □ *Coordinadora Institucional de Servicios de Información:* Ana-Laura Sibaja Jiménez □ *Coordinador Institucional de Administración y Finanzas:* Javier Granguillhome Morfin.

monetaria es una publicación trimestral del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Durango n° 54, México, D. F., 06700. Impresa en los talleres de Alejandro Duplancher, Mariano Escobedo n° 114-3B, México, D. F., 11320. 380 ejemplares. ISSN 0185-1136.

monetaria

VOLUMEN XXXI, NÚMERO 1, ENERO-MARZO DE 2008

Bibiana Lanzilotta
Adrián Fernández
Gonzalo Zunino

- 1** Evaluación de las proyecciones de analistas: la encuesta de expectativas de inflación del banco central

César E. Tamayo
Andrés M. Vargas

- 27** Flujos de capital y frenazos súbitos: teoría, historia y una nueva estimación

Valeria C. Castellanos

- 57** Comisiones en cajeros automáticos y su relación con el tamaño de la red en México

Enrique Cuervo Guzmán

- 93** Bayesian analysis of the unit root in real exchange rates: the NAFTA case

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

Bibiana Lanzilotta
Adrián Fernández
Gonzalo Zunino

Evaluación de las proyecciones de analistas: la encuesta de expectativas de inflación del banco central

I. INTRODUCCIÓN

El presente trabajo tiene como objetivo principal discutir y proponer procedimientos metodológicos para la evaluación de los pronósticos de series de tiempo, tomando como ejemplo la inflación.

La evaluación predictiva de los modelos o métodos utilizados para la predicción de las variables económicas constituye un elemento primordial, tanto para los analistas que generan dichas predicciones como para los usuarios en general y, especialmente, para quienes toman decisiones en función de ellas.

Para quienes realizan las predicciones, la evaluación del desempeño predictivo es un aspecto fundamental para determinar el ajuste del modelo o método utilizado para representar un proceso económico relevante, y aporta valiosa información sobre la adecuación de los modelos a los datos, así como sobre

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de B. Lanzilotta y A. Fernández, Investigadores Principales, así como de G. Zunino, Asistente de Investigación, todos del Centro de Investigaciones Económicas (CINVE). (Correos electrónicos: bibiana@cinve.org.uy, afernandez@cinve.org.uy, gzunino@cinve.org.uy).

problemas que no han sido detectados en la fase de especificación y validación de los modelos. De esta forma, la evaluación de las predicciones constituye un insumo del proceso de modelización.

La evaluación de las predicciones tiene especial importancia para quienes hacen uso de éstas. En el caso de la inflación, es particularmente relevante para quienes diseñan la política monetaria, ya que permite analizar con mayor precisión el desempeño de las predicciones para la inflación, y para los usuarios en reajustes de precios de los contratos. Como ejemplo, actualmente, los ajustes salariales en Uruguay toman en cuenta justamente las proyecciones de inflación de analistas macroeconómicos que releva el Banco Central del Uruguay (BCU).

En este trabajo se propone un esquema metodológico para la evaluación de los pronósticos de inflación relevados por el BCU desde enero de 2004 al presente. El esquema que se propone y del cual se presenta una aplicación, se basa en el cálculo de un conjunto de estadísticos descriptivos sobre los errores de predicción, en particular del estadístico *RMSE-h* propuesto por Cecchetti *et al.* (2000).

La propuesta metodológica se presenta mediante una aplicación de estas técnicas a los datos relevados y publicados mensualmente por el BCU, utilizando como *benchmark* predicciones surgidas de modelos autorregresivos de inflación, que también se exponen en el trabajo. La evaluación está limitada a las medidas de resumen de las expectativas, ya que no se dispone de los pronósticos de cada uno de los analistas. Si bien la aplicación se ve limitada por este motivo, el esquema metodológico es igualmente válido en caso que se pueda extender a la totalidad de pronósticos que se relevan.

El documento se organiza de la siguiente forma. En lo que sigue, se exponen algunos lineamientos y visiones relevantes que se derivan de algunos artículos en el tema de la modelización y predicción macroeconómica. En la sección III, se presenta el instrumental econométrico y estadístico utilizado para la evaluación predictiva de los pronósticos de inflación que se presenta en la sección IV. En la sección última del trabajo (V), se comentan los resultados y las implicancias que se derivan de éstos, en términos de la propuesta metodológica presentada.

II. LA PREDICCIÓN DE LAS VARIABLES MACROECONÓMICAS

Varios autores han resaltado la importancia de la evaluación

predictiva de las metodologías y modelos: Banerjee y Marcellino (2003), Banerjee, Marcellino y Masten (2003), Marcellino (2002a, 2002b).

Particular referencia merece el trabajo de Banerjee, Marcellino y Masten (2003), ya que estos autores realizan una evaluación detallada de las propiedades de un amplio conjunto de indicadores utilizados en predicción de variables tales como la inflación y el PIB en la zona del euro.

La metodología que aplican es la siguiente: en primer lugar se compara el desempeño de modelos de indicadores simples. Seguidamente, se explota la información conjunta a través de tres caminos. Primero se modelan todos los indicadores a través de modelos de factores dinámicos y se usan los factores estimados como indicadores líderes. En segundo lugar, se consideran conjuntamente grupos de indicadores, y procedimientos automáticos de selección para la obtención de un modelo predictivo parsimonioso. Finalmente, se adoptan metodologías *pooling* para combinar las predicciones de indicadores simples.¹

La evaluación de estas metodologías se basa en el criterio particular que es más relevante para la política económica, donde el mismo modelo se utiliza para predecir a distintos horizontes de tiempo, es periódicamente evaluado (y posiblemente re-especificado o re-estimado), y el objetivo es obtener predicciones robustas que se desempeñen bien año tras año, y no solamente en el promedio de un conjunto de años (denominado *RMSE-h*).

La comparación se realiza usando tanto enfoques *ex post* como “*pseudo ex ante*”. En la evaluación *ex post* los valores futuros de los regresores exógenos se asumen como conocidos para evaluar el contenido de información de los indicadores, independientemente de su predictibilidad. En el esquema *ex ante*, no se usa la información futura y los valores futuros de los regresores son proyectados. La elección de los indicadores se basa en su desempeño predictivo en el pasado. Esto aporta una indicación para la construcción de predicciones precisas. Esta misma metodología es la que se propone en este trabajo para la evaluación de los errores de pronóstico de la inflación en Uruguay, durante el período marzo 2004 a mayo 2007.

El Fondo Monetario Internacional (FMI) también ha colaborado con la discusión sobre el tema de evaluación de las predicciones económicas. Francis Diebold (2002) prologa un simposio

¹ El planteo de esta metodología, es decir, la combinatoria de predicciones (o el *pool* de predicciones) se puede encontrar en Hendry y Clements (2001).

en donde se abordan trabajos sobre la evaluación de expectativas, al tiempo que cuestiona si el objetivo de las predicciones es predecir lo mejor posible, o a su vez los agentes que realizan predicciones tienen objetivos de trasfondo que pueden llegar a distorsionar las proyecciones. Cita como particularmente relevantes los trabajos de Gallo, Granger y Jeon (2002); Musso y Phillips (2002), Juhn y Loungani (2002).

Granger y Jeon buscan evidencia sobre el comportamiento que siguen las predicciones del sector privado. Los autores concluyen que las predicciones individuales tienen una importante tendencia a converger a la media de las predicciones (*consensus*). Plantean a su vez que las predicciones individuales están fuertemente influenciadas por el *consensus* del período anterior.

Musso y Phillips también trabajan sobre el tema de la evaluación de expectativas. Estudian 69 países asociados al FMI, en proyecciones de crecimiento, inflación y balanza de pagos, buscando evidencia sobre sesgo eficiencia y precisión en las predicciones. Los autores encuentran que las proyecciones realizadas por el FMI tienen generalmente problemas en algunas de estas dimensiones.

Juhn y Loungani trabajan con una larga lista de países en busca de colinealidad entre las predicciones del sector privado (a las que toman a partir del *consensus*) y las realizadas por el FMI. A su vez, buscan evidencia sobre el ajuste de las predicciones. Encuentran que las proyecciones realizadas por el sector privado tienen un ajuste levemente superior que las realizadas por el FMI, aunque hay una relación importante entre ambas proyecciones.

En otro orden, Paula R. de Masi (1996), realiza una sistematización de varias investigaciones referidas al tema de la evaluación de las predicciones económicas. Realiza una evaluación de las proyecciones sobre el ciclo de los negocios para una serie de países industrializados y en vías de desarrollo, en donde plantea la existencia de dificultades a la hora de realizar proyecciones económicas, básicamente por cambios no anticipados en las variables, además de problemas con los datos (falta de calidad y oportunidad de los mismos) los que dice se ven potenciados en los países en vías de desarrollo. Realizando un análisis histórico, la autora concluye que las predicciones del ciclo de negocios no parecen haber mejorado en cuanto a su ajuste en las últimas décadas. Argumenta que si bien la calidad de los datos ha mejorado y los analistas han ganado experiencia en el tema (lo cual ha jugado a favor de la precisión de las predicciones económicas), la creciente complejidad de las economías ha actuado

contrarrestando esos factores y limitando la precisión de las predicciones.

En nuestro país no hay antecedentes directos en el tema de evaluación de las predicciones económicas por lo que este trabajo pretende ser un primer aporte a la discusión.

III. EVALUACIÓN Y ERRORES DE PREDICCIÓN

La evaluación del desempeño predictivo de un modelo se basa en el cálculo de estadísticos descriptivos sobre los errores de predicción. Debido a que no es posible definir una medida estándar absoluta de predictibilidad de los datos, se suelen emplear diferentes estadísticos "comparativos", que permitan:

- determinar si las predicciones satisfacen ciertas propiedades “óptimas” (en general, insesgamiento y eficiencia);
- sintetizar y concentrar la atención en un determinado conjunto de información;
- comparar el desempeño de diferentes procedimientos o métodos; y
- analizar las ganancias de la combinación de predicciones.

Para el análisis de las predicciones, generalmente se reservan un conjunto de observaciones (al final de la muestra) que no hayan sido utilizadas en la etapa de especificación y estimación del modelo, a los efectos de evaluar predicciones propiamente dichas (predicción *out-of-sample*).

1. Procedimiento de evaluación de predicciones

La evaluación del desempeño de los modelos se realiza considerando errores de predicción a distintos horizontes temporales, lo cual se justifica por varias razones. Una de ellas es que, en múltiples aplicaciones, la predicción a medio plazo suele tener tanta o más importancia que la predicción a corto plazo.

En la medida en que se otorgue un peso preponderante a la especificación del componente tendencial de las series, es relevante tener medidas de ajuste de las predicciones a largo plazo, cuando estos errores de especificación en la tendencia se manifiestan de manera más contundente.

Los errores de predicción de una variable Y_t expresada en logaritmos (y_t) en un horizonte h , e_{t+h} , se calculan como:

$$e_{t+h} = y_{t+h} - \hat{y}_{t+h}$$

donde \hat{y}_{t+h} es la predicción de y_t correspondiente al horizonte h realizada con información hasta t , mientras que y_{t+h} es el logaritmo del valor observado para dicha variable en el momento $t+h$.

La incertidumbre en la evolución de la variable en cuestión durante el período de estimación, $t = 1, \dots, T$ se caracteriza mediante la desviación estándar de los errores de predicción con un período de antelación, $\hat{\sigma}$.

2. Medidas estadísticas para la evaluación de los modelos

Los estadísticos de uso más extendido en la evaluación del desempeño predictivo de un determinado modelo son el Error Medio de las predicciones (*EM*), el Error Absoluto Medio (*EAM*), la Raíz Cuadrada del Error Cuadrático Medio (*RECM*), la Relación entre *EAM* y *RECM*, y el Rango de los Errores Absolutos (Max AE - Min AE).

Estas medidas de precisión de las predicciones se definen como sigue.

- Error medio (*EM*) de las predicciones con h períodos de antelación y con información hasta T :

$$EM(h) = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T e_{T+h+i}$$

donde T representa la cantidad de períodos a ser evaluados.

- Error absoluto medio (*EAM*) con h períodos de antelación y con información hasta T :

$$EAM(h) = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T |e_{T+h+i}|$$

donde T representa la cantidad de períodos a ser evaluados.

- Raíz del Error Cuadrático Medio (*RECM*) con h períodos de antelación y con información hasta T :

$$RECM(h) = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T [e_{T+h+i}]^2}$$

donde T representa la cantidad de períodos a ser evaluados.

- Relación ente EAM y $RECM$ con h períodos de antelación y con información hasta T :

$$EAM - RECM(h) = \frac{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T |e_{T+h+i}|}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T [e_{T+h+i}]^2}}$$

- Rango de los errores absolutos (MaxAE - MinAE) con h períodos de antelación y con información hasta T :

$$\text{Rango } EA(h) = \text{Máx} |e_{T+h+i}| - \text{Mín} |e_{T+h+i}|$$

El error cuadrático medio de las predicciones ($ECM(h)$) y su raíz cuadrada ($RECM(h)$) son las medidas de precisión más frecuentemente utilizadas para efectuar comparaciones entre modelos o procedimientos de predicción alternativos.

Estos estadísticos miden el grado en el cual la variable en cuestión se desvía de la verdadera variación. El procedimiento convencional para probar la habilidad de una variable en pronosticar implica determinar en que medida esta variable, cuando se la adiciona al modelo, reduce el $RECM(h)$.

3. El criterio de Cecchetti, Chu y Steindel ($RECM-h$)

En su trabajo “*The unreliability of inflation indicators*” (publicado en abril de 2000) Cecchetti *et al.* proponen y utilizan una variación del estadístico $RECM$ para evaluar la precisión de las predicciones. Plantean el estadístico que denominan $RECM-h$, que implica considerar los errores de predicción cometidos a diversos intervalos de tiempo (1, 2, 4 pasos adelante) en forma conjunta. Este procedimiento difiere de la práctica estándar de promediar a través de todo el período proyectado, los errores de predicción para un período fijo de tiempo.

El estadístico $RECM-h$ se calcula de la siguiente forma:

$$RECM - h = \sum_{1}^p \frac{1}{p} \sum_{1}^t \frac{1}{t} RECM(h)$$

con $h = 1$ a t pasos y p períodos móviles

En concreto, estos autores utilizan esta variante del $RECM(h)$ para medir la precisión de las predicciones de la inflación. Afirman que guiarse por los resultados que arroja el estadístico $RECM(h)$, que habitualmente se utiliza para medir el desempeño

de las predicciones, puede conducir a decisiones equivocadas en ciertos contextos.

En efecto, estos autores afirman que la precisión y la credibilidad de las predicciones puede incluso ir en “contra” de su propia precisión, siempre que los agentes que toman decisiones y que creen en su precisión realicen las medidas correctivas inducidas por dichas predicciones a debido tiempo. Para subsanar esta limitación, proponen el cálculo del *RECM* (hasta h -pasos adelante), evaluados con información a diversos (sucesivos) períodos de tiempo solapados.

En suma, utilizan esta variante del *RECM(h)*, la cual les permite evaluar con mayor precisión el desempeño de las predicciones para la inflación, tomando en consideración medidas correctivas que los agentes tomadores de decisiones pudieran realizar a la luz de los pronósticos más creíbles sobre la evolución de la variable. En cierta medida, a través de este estadístico se intenta minimizar las implicaciones asociadas a la conocida Crítica de Lucas.²

Su principal ventaja es que se ubica más cercano a la práctica de la evaluación predictiva para los formuladores de política, donde el mismo modelo es usado para predecir a diferentes horizontes y el interés es la evaluación periódica del modelo. Esto se hace ya que se desea dar seguimiento al desempeño predictivo a través de la estimación y proyección recursiva de muestras, en lugar de comparar el ajuste promedio de las predicciones. Otro beneficio importante es que la medida de evaluación propuesta es más robusta a los cambios estructurales a través del tiempo, lo cual sucede frecuentemente.

Se argumenta, además, que la evaluación realizada basándose en el promedio estándar de la raíz de los errores al cuadrado en un horizonte fijo (*RECM(h)*) a través de un período largo de tiempo puede ser engañosa, debido a que puede ocultar muchas de las características interesantes de los indicadores. En efecto, algunos indicadores pueden superar en promedio el desempeño de los modelos autorregresivos pero comportarse

² Lucas (1976) afirma que los agentes económicos toman sus decisiones en función de expectativas racionales. Por lo tanto, toman en cuenta no sólo el pasado de las variables económicas (expectativas adaptativas) sino también información, factores cualitativos y consideraciones de política no contenidos en la historia de las variables económicas. De acuerdo con esta concepción, bajo la hipótesis de expectativas racionales, los parámetros estimados a partir de un modelo econométrico no se mantendrían estables. La ocurrencia de cambios de política llevaría a los agentes a modificar sus comportamientos, con el fin de adecuarse a la nueva realidad.

pobrememente en algunos períodos. Esto tiene serias consecuencias cuando las predicciones son utilizadas en política económica. El hecho de que los indicadores puedan cambiar período tras período depende de la probabilidad de choques económicos en el período de proyección, lo cual no emerge utilizando la opción de una función de pérdida que utiliza promedios.

IV. EVALUACIÓN DE LOS ERRORES DE PREDICCIÓN DE LA INFLACIÓN EN URUGUAY

La propuesta metodológica corresponde a una aplicación de estas técnicas a los datos relevados y publicados mensualmente por el BCU desde el año 2004, utilizando como *benchmark* predicciones surgidas de modelos autorregresivos de inflación que también se exponen en el trabajo. La evaluación está limitada a las medidas de resumen de las expectativas ya que no se dispone de los pronósticos de cada uno de los analistas. Si bien la aplicación se ve limitada por este motivo, el esquema metodológico es igualmente válido en caso que se pueda extender a la totalidad de pronósticos que se relevan.

El procedimiento que se propone y del cual se muestra una aplicación, se basa en el cálculo de un conjunto de estadísticos descriptivos sobre los errores de predicción, en particular del estadístico *RMSE-h* propuesto por Cecchetti *et al.* (2000), antes presentado.

1. El relevamiento de las expectativas de inflación

Las expectativas de los analistas respecto de la evolución futura de la inflación en Uruguay son recabadas y publicadas por el BCU a partir de enero de 2004. La encuesta recoge mensualmente los pronósticos de un grupo de analistas de coyuntura e instituciones (considerados “formadores de opinión pública”), de un conjunto de variables económicas, entre ellas la inflación. Actualmente, el contenido de la encuesta corresponde a los siguientes pronósticos de inflación:

- mensual para el mes de la encuesta;
- trimestral para el trimestre calendario de la encuesta;
- anual para el año calendario corriente;
- anual para los próximos doce meses;

- anual para el año calendario siguiente; y
- para los próximos dieciocho meses.

Las últimas dos preguntas comenzaron a relevarse y publicarse a partir de septiembre de 2006.

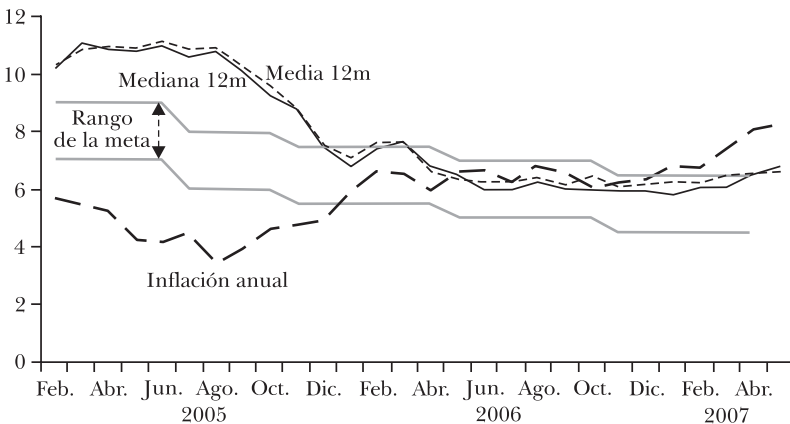
El conjunto de analistas encuestados ha variado desde el inicio de la encuesta. A su vez, debe tenerse en cuenta que no siempre contestan todos los analistas encuestados. Por ese motivo, a pesar de que el conjunto de analistas encuestados ha sido ampliado, la cantidad de respuestas no ha tendido a crecer consecuentemente.

Los resultados del relevamiento son publicados mensualmente a mediados de cada mes. En esa publicación se presentan algunas medidas de resumen: promedio simple de los pronósticos, mediana, desvío estándar, mínimo y máximo. Adicionalmente, cada mes se da a conocer el nombre de la institución o analista encuestado, si bien no se divulgan los pronósticos realizados por cada uno de ellos. Parte de la información publicada es la que sirve de base para la aplicación empírica que aquí se presenta.

La inflación observada desde principios de 2005 a la actualidad y los pronósticos que declararon los analistas, ha seguido la evolución que se presenta en la gráfica I.

Como se puede notar, las expectativas y la inflación ha tendido

GRÁFICA I. INFLACIÓN OBSERVADA Y PRONOSTICADA A 12 MESES. MEDIANA, PROMEDIO DE LAS EXPECTATIVAS DE LOS ANALISTAS Y RANGO DE META DE INFLACIÓN, 2005-2007



FUENTE: Con base en datos de BCU.

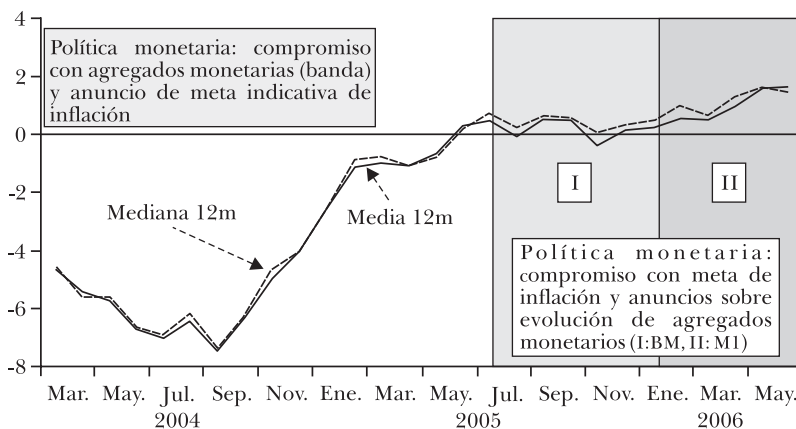
NOTA: En el caso de los pronósticos corresponde a la inflación pronosticada 12 meses atrás.

a converger a lo largo del período, observándose a su vez, una convergencia al rango de metas inflacionarias trazado por la autoridad monetaria. Esta convergencia entre los pronósticos y la verdadera inflación constituye una “buena noticia”, en términos de la credibilidad que parece haber ganado la autoridad monetaria. No obstante ello, en el último período analizado (correspondiente al primer semestre del 2007), parece notarse una creciente divergencia entre la inflación real y las expectativas, así como con las metas planteadas.

2. La evaluación de los errores de predicción

La evolución de los errores de predicción de las medidas agregadas mediana y media ha seguido una trayectoria como la que se representa en la gráfica II.

GRÁFICA II. ERRORES DE PREDICCIÓN A 12 MESES (MEDIA Y MEDIANA DE LAS EXPECTATIVAS), 2005-2007



FUENTE: Elaborado con base en datos de BCU.

NOTA: El eje de las abscisas señala el mes en que es realizado el pronóstico.

De esa gráfica se desprende que los errores de predicción a un año han ido reduciéndose hasta mediados del año 2005. Los primeros pronósticos 12 pasos adelante fueron en un comienzo significativamente negativos. Téngase en cuenta (véase sección III), que los errores predictivos son calculados como la diferencia entre el valor observado real y el pronosticado con 12 meses de anticipación; es decir:

$$e_{t+12} = y_{t+12} - \hat{y}_{t+12}$$

Por tanto, durante el primer año de relevamiento de los pronósticos, la inflación real (observado 12 meses adelante) se ubicó persistentemente por debajo de las expectativas. Los errores de predicción negativos comenzaron a presentar una tendencia a reducirse a partir de mediados de 2004. El proceso inverso parece observarse en los pronósticos posteriores a enero de 2006. Es decir, los errores comienzan a presentar una tendencia ascendente y positiva. Esto debe interpretarse como que la trayectoria realmente observada de la inflación en los 12 meses culminados entre enero y junio de 2007, sorprendieron persistentemente los pronósticos de inflación realizados un año atrás.

A partir de esta información sintética de las expectativas de los analistas se procedió a la evaluación predictiva, a las que se comparó con las proyecciones realizadas a partir de un modelo autorregresivo simple de inflación utilizado como *benchmark*. Los estadísticos empleados fueron los usuales (expuestos en el apartado III), y el menos usual de Cecchetti *et al.*, 2000 (también presentado en el apartado III). Los resultados se exponen en los cuadros 1 y 2.

CUADRO 1. EVALUACIÓN PREDICTIVA A UN PASO Y DOCE PASOS DE LAS EXPECTATIVAS REALIZADAS ENTRE ENERO DE 2004 Y MAYO DE 2007

<i>Indicador</i>	<i>Modelo autorregresivo de la inflación^a</i>	<i>Promedio de las expectativas</i>	<i>Mediana de las expectativas</i>
Predicciones a 1 paso (enero de 2004-mayo de 2007)			
Error cuadrático medio	0.310	0.175	0.173
Raíz del error cuadrático medio	0.557	0.418	0.416
Error absoluto medio	0.444	0.330	0.340
Máx error absoluto	1.403	0.865	0.830
Desviación estándar	0.564	0.423	0.421
Predicciones a 12 paso (enero de 2004-mayo de 2005)			
Error cuadrático medio	14.69	13.87	13.51
Raíz del error cuadrático medio	3.83	3.72	3.68
Error absoluto medio	3.07	2.73	2.73
Máx error absoluto	8.24	7.49	7.37
Desviación estándar	3.90	3.02	3.05

^a Modelo SARIMA (1, 1, 0)(1, 1, 1), incluye análisis de intervención en las siguientes fechas: 1996:9, 2002:8, 2002:7, 2002:9 (escalones) y 2004:1 (impulsos).

Una primera evaluación realizada a partir de los estadísticos más usuales presentados en el cuadro anterior, permite afirmar que en el conjunto del período analizado, ambas medidas agregadas de las expectativas relevadas de los analistas son mejores

predictores que un modelo autorregresivo *naif* de la inflación.

Todos los estadísticos calculados son contundentes al respecto. Adicionalmente, es posible observar que la mayor brecha entre las proyecciones surgidas de ese modelo y las expectativas de analistas se verifica en las proyecciones a un paso (es decir de los estadísticos calculados cuando $h=1$, $e_{t+1} = y_{t+1} - \hat{y}_{t+1}$).

No obstante, los resultados cuando se utiliza el estadístico de Cecchetti (2000) antes comentado, que se propone aquí para dar seguimiento y evaluar los pronósticos de inflación no cuentan exactamente la misma historia. Véase el cuadro 2.

CUADRO 2. EVALUACIÓN PREDICTIVA A UN PASO Y DOCE PASOS DE LAS EXPECTATIVAS REALIZADAS ENTRE ENERO 2004 Y MAYO 2007 (criterio Cecchetti *et al.*, 2001)

Indicador	Modelo autorregre- sivo de la inflación ^a	Promedio de las expectativas	Mediana de las expectativas
Raíz del error cuadrático medio [RECM(1)]			
Predicciones a 1 paso para el período:			
Ene. de 2004-dic. de 2004	0.48	0.59	0.58
Feb. de 2004-ene. de 2005	0.48	0.54	0.52
Mar. de 2004-feb. de 2005	0.48	0.48	0.47
Abr. de 2004-mar. de 2005	0.47	0.48	0.47
Mayo de 2004-abr. de 2005	0.45	0.45	0.45
Jun. de 2004-mayo de 2005	0.55	0.46	0.45
Jul. de 2004-jun. de 2005	0.58	0.41	0.40
Ago. de 2004-jul. de 2005	0.57	0.43	0.42
Sep. de 2004-ago. de 2005	0.70	0.47	0.45
Oct. de 2004-sep. de 2005	0.71	0.45	0.43
Nov. de 2004-oct. de 2005	0.72	0.38	0.36
Dic. de 2004-nov. de 2005	0.70	0.35	0.33
Ene. de 2005-dic. de 2005	0.70	0.33	0.32
Feb. de 2005-ene. de 2006	0.73	0.37	0.38
Mar. de 2005-feb. de 2006	0.74	0.36	0.36
Abr. de 2005-mar. de 2006	0.75	0.37	0.37
Mayo de 2005-abr. de 2006	0.75	0.37	0.36
Jun. de 2005-mayo de 2006	0.69	0.34	0.34
Jul. de 2005-jun. de 2006	0.65	0.34	0.35
Ago. de 2005-jul. de 2006	0.62	0.32	0.34
Sep. de 2005-ago. de 2006	0.47	0.27	0.29
Oct. de 2005-sep. de 2006	0.38	0.27	0.29
Nov. de 2005-oct. de 2006	0.38	0.27	0.28
Dic. de 2005-nov. de 2006	0.41	0.23	0.26
Ene. de 2006-dic. de 2007	0.41	0.23	0.25
Feb. de 2006-ene. de 2007	0.43	0.24	0.23
Mar. de 2006-feb. de 2007	0.51	0.24	0.24
Abr. de 2006-mar. de 2007	0.49	0.26	0.26
Mayo de 2006-abr. de 2007	0.49	0.31	0.31

(sigue)

CUADRO 2 (concluye)

<i>Indicador</i>	<i>Modelo autorregre- sivo de la inflación^a</i>	<i>Promedio de las expectativas</i>	<i>Mediana de las expectativas</i>
Jun. de 2006-mayo de 2007	0.48	0.31	0.32
Jul. de 2006-jun. de 2007	0.50	0.32	0.33
Raíz del error cuadrático medio [RECM(12)]			
Predicciones a 12 pasos para el período:			
Ene. de 2004-dic. de 2004	3.78	5.76	5.67
Feb. de 2004-ene. de 2005	3.78	5.73	5.63
Mar. de 2004-feb. de 2005	3.89	5.51	5.41
Abr. de 2004-mar. de 2005	3.93	5.35	5.26
Mayo de 2004-abr. de 2005	3.93	5.13	5.01
Jun. de 2004-mayo de 2005	3.82	4.86	4.75
Jul. de 2004-jun. de 2005	4.19	4.46	4.34
Ago. de 2004-jul. de 2005	4.33	3.98	3.86
Sep. de 2004-ago. de 2005	4.12	3.52	3.43
Oct. de 2004-sep. de 2005	4.33	2.78	2.69
Nov. de 2004-oct. de 2005	4.23	2.10	2.03
Dic. de 2004-nov. de 2005	4.23	1.53	1.51
Ene. de 2005-dic. de 2005	4.22	0.99	0.97
Feb. de 2005-ene. de 2006	4.22	0.64	0.63
Mar. de 2005-feb. de 2006	4.21	0.57	0.65
Abr. de 2005-mar. de 2006	4.23	0.51	0.64
Mayo de 2005-abr. de 2006	4.19	0.49	0.66
Jun. de 2005-mayo de 2006	4.43	0.64	0.77
Jul. de 2005-jun. de 2006	3.78	0.79	0.88
<i>RECM-h (h=1, 12) todo el período</i>	<i>2.361</i>	<i>1.666</i>	<i>1.648</i>
<i>RECM-h (h=1, 12) hasta jun. 2005</i>	<i>2.890</i>	<i>2.944</i>	<i>2.890</i>

^a Modelo SARIMA (1, 1, 0)(1, 1, 1), incluye análisis de intervención en las siguientes fechas: 1996:9, 2002:8, 2002:7, 2002:9 (escalones) y 2004:1 (impulsos).

Los resultados del estadístico propuesto por Cecchetti permiten dar cuenta de que no en todo el período el mejor desempeño en los pronósticos corresponde al promedio o la mediana de los analistas.

Recuérdese que, como se señaló antes, esta variante del $RECM(h)$ para medir la precisión de las predicciones de la inflación es más apropiada para evaluar los pronósticos de variables macro que son especialmente afectadas por las decisiones de la política económica. Como muchos autores afirman, guiarse por los resultados que arroja el estadístico $RECM(h)$ usual para medir el desempeño de las predicciones puede conducir a decisiones equivocadas en ciertos contextos, dado que la precisión y la credibilidad de las predicciones puede incluso ir en “contra” de su propia precisión (en un mayor plazo) siempre que los agentes

que toman decisiones y que creen en estas predicciones tomen las medidas correctivas.

A la luz de estas consideraciones pueden analizarse los resultados expuestos en el cuadro 2. Si se repara en la evolución del estadístico (que es la innovación que propone Cecchetti) se puede percibir que para los primeros períodos en análisis, el mejor desempeño corresponde al modelo autorregresivo simple, utilizado como *benchmark*. Es decir, que el $RECM(h=1,12)$ evaluado en los períodos anuales móviles que llegan hasta mediados de 2005, señala que el modelo autorregresivo equipara el desempeño de la mediana de las expectativas y, supera a la media.

No obstante, y dado el aprendizaje que parecen haber desarrollado los analistas, en todo el período de análisis el estadístico muestra que estos pronósticos superan a los derivados del modelo autorregresivo simple. El mejor desempeño corresponde a la mediana de las expectativas de inflación.

3. Sesgos y regularidades empíricas

A partir de esta comprobación, se planteó la interrogante sobre cómo se comportan empíricamente los pronósticos de los analistas, al menos en sus medidas agregadas, media y mediana. Para ello se estimaron ecuaciones que intentaban modelar tanto los pronósticos anuales como los mensuales. Los resultados se presentan en el cuadro 3.

CUADRO 3. MODELOS DE COMPORTAMIENTO DE LAS EXPECTATIVAS SOBRE INFLACIÓN

<i>Indicador</i>		<i>Modelo estimado</i>
Mediana		
	Pronóstico mes	Cte + 0.20 infmes ₍₋₁₂₎ + 0.33 ϵ_{t-1}
	Pronóstico a un año	Cte + 0.95 pronóstico(-1) + 0.33 ϵ_{t-1}
Media		
	Pronóstico mes	Cte + 0.18 infmes ₍₋₁₂₎ + 0.35 ϵ_{t-1}
	Pronóstico a un año	Cte + 0.94 pronóstico(-1)

NOTA: En los modelos a un año, se incluyó una variable *dummy* que corrige un atípico tipo escalón (con coeficiente negativo) a partir de 2005:1.

Los modelos de ajuste para las expectativas de inflación señalan en primer lugar comportamientos muy similares para la media y la mediana. Tanto la media como la mediana de las proyecciones con horizonte de un mes indican que los analistas

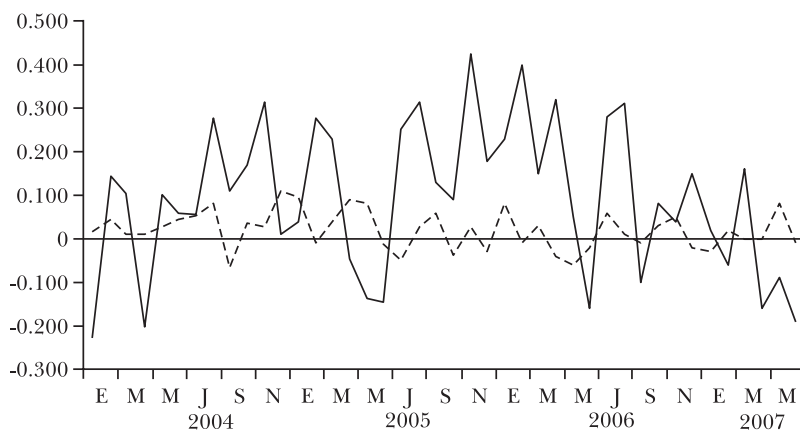
tomarían como insumo para sus predicciones la inflación doce meses antes, lo que estaría indicando la percepción de un comportamiento estacional en la inflación (observar que no se tiene en cuenta directamente el dato de inflación del mes anterior), a la vez que corrigen en parte el error cometido en el período anterior (con lo que sí se toma en cuenta el dato mas reciente), más un componente autónomo de inflación. Más allá de leves diferencias en los coeficientes, las ecuaciones de ajuste a la media y mediana tienen la misma especificación.

En las predicciones a doce meses la media de las expectativas parece estar conformada por el pronóstico anterior (al ser a doce meses no hay componente estacional) con un peso muy importante, y un componente autónomo para el caso de la media. En el caso de la mediana se percibe, adicionado a lo anterior la corrección de prácticamente la mitad del error de predicción cometido en el período anterior. Esta diferencia parece señalar un punto a favor de la mediana ya que su comportamiento va generando un aprendizaje respecto de los errores cometidos en períodos anteriores.

La similitud existente entre media y mediana (ver gráfica III), en particular para los pronósticos a un mes, da señales de una estructura que tiende a ser simétrica en el comportamiento de las proyecciones de los analistas. Si bien no contamos con las proyecciones individuales, este resultado nos permite plantear algunas hipótesis que podrían ser analizadas al contar con la totalidad de los datos relevados de la encuesta.

En primer lugar, una estructura simétrica de las proyecciones

GRÁFICA III. DIFERENCIA ENTRE MEDIA Y MEDIANA DE LAS EXPECTATIVAS DE INFLACIÓN, 2004-2007



FUENTE: Con base en datos de BCU.

podría interpretarse como un dato positivo. Esto teniendo en cuenta la hipótesis planteada por Diebold (2002) acerca de que los analistas pueden tener objetivos diferentes a realizar el mejor pronóstico posible, por lo que podrían verse incentivados a elevar o reducir las expectativas con datos alejados del promedio. El hecho de que haya agentes que tengan este comportamiento tendería a diferenciar la mediana de la media (recordar que la media es muy sensible a datos extremos) a menos que este tipo de comportamientos tienda a compensarse entre quienes intentan elevar las expectativas y quienes intentan reducirlas.

La utilización de una metodología sencilla como la construcción de *diagramas de caja* con las observaciones de la muestra nos permitiría descubrir con que frecuencia se daría la existencia de datos atípicos en las proyecciones de cada uno de los informantes lo que podría sugerir algún comportamiento sesgado en sus conductas.

En segundo lugar, la similitud existente entre media y mediana también podría estar sugiriendo, tal cual lo plantean Gallo *et al.* (2002), que los analistas tienden a generar pronósticos cercanos al promedio de los mismos (*consensus*), teniendo mucho cuidado en pronosticar datos atípicos. De hecho plantean que en general los pronósticos se elaboran con una fuerte influencia del *consensus* anterior. Para probar este tipo de hipótesis sería necesario contar con los datos de las proyecciones individuales, para estudiar en que sentido son explicadas por el *consensus* previo. Sin embargo un comportamiento de este tipo podría estar siendo evidenciado en las especificaciones para la media y mediana de las proyecciones a 12 meses en donde se aprecia un componente autorregresivo con un coeficiente importante, superior a 0.9.

Debe resaltarse que el argumento de Gallo se desarrolla a partir de pronósticos donde se publican las proyecciones individuales (que no es el caso de la encuesta de expectativas del Banco Central del Uruguay). Es decir, los usuarios de las proyecciones, además de los datos agregados (media, desvío estándar, etc.), pueden analizar las proyecciones individuales.

En este sentido, la publicación de las proyecciones individuales incentiva dos tipos de comportamientos opuestos: la tendencia a la concentración de los pronósticos en torno a la media, y la aparición ocasionalmente de *outliers* en las proyecciones.

La concentración de los pronósticos en torno a la media no debería llamar la atención en tanto los pronósticos fueran insesgados.

Sin embargo, como se plantea en Gallo *et al.*, la concentración y la similitud entre media y mediana deriva de la preocupación de la mayoría de los analistas de no cometer errores “en solitario”. Es decir, si se detecta un error general del panel de proyectistas, el “costo” queda disimulado, al menos en la comparación entre analistas.

Paradójicamente, esta conducta favorece también la situación opuesta. Ocasionalmente un “recién llegado” puede tener interés en sobresalir del panel con proyecciones alejadas de la media. En el caso que finalmente el dato real se aproxime a la proyección extrema, se logra un impacto de visibilidad. En caso contrario, la pérdida puede no ser tan importante ya que no existe una reputación a mantener. También se ha argumentado que los pronosticadores de finanzas empresariales pueden llevar adelante una conducta sistemática de apartamiento del consenso (ver Bernhardt y Kutsoati, 2001).

4. ¿Qué pronostican los analistas?

Interesó por otra parte indagar cuán significativos fueron los errores de pronósticos respecto de la inflación subyacente o tendencial. En otras palabras, surgió la interrogante si en realidad los analistas pronostican (“involuntariamente”, ya que no se encuesta sobre este indicador) la inflación tendencial o “núcleo inflacionario”.

Como se conoce, esta medida de inflación tendencial representa el núcleo más permanente y firme de la inflación. Por este motivo, a partir de la implementación de políticas de objetivos de inflación, los bancos centrales se han preocupado por obtener medidas de la inflación que no den lugar a interpretaciones erróneas del proceso inflacionario (derivadas de variaciones temporales en los precios, efectos estacionales, movimientos en precios con alta volatilidad, cambios en precios administrados, etc.), y que originen errores en la política antinflacionaria.

De los diversos métodos aplicados para medir la inflación tendencial, en este trabajo se considera la propuesta para Uruguay por Garda *et al.* (2004), que a su vez sigue a la de Espasa *et al.* (1987). Esta metodología utiliza procedimientos de exclusión de componentes erráticos *a priori*; consiste en definir el denominado núcleo inflacionista de la economía, excluyendo del IPC aquellos componentes que, por el tipo de bienes, se consideran más susceptibles de reflejar movimientos erráticos. El núcleo inflacionista se define, entonces, como un agregado intermedio del IPC que surge de la exclusión de algunos componentes

seleccionados que muestran mayor volatilidad relativa.³

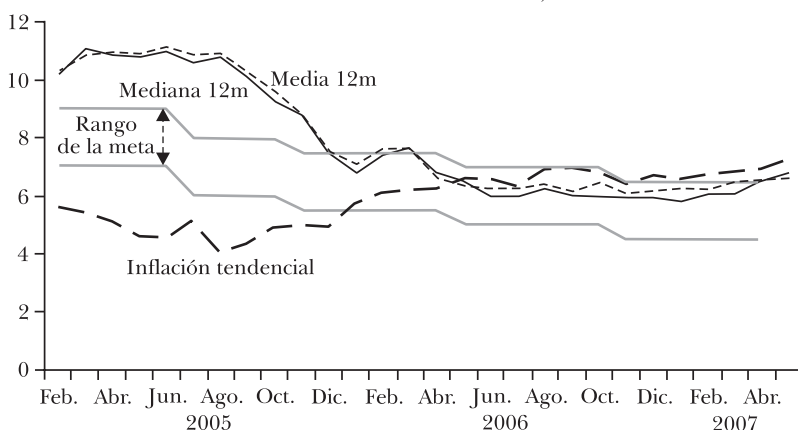
En definitiva, podría plantearse:

$$y_i = \alpha y_i^T + (1 - \alpha) y_i^R$$

donde y^T es el componente de tendencia de la inflación, y y^R el componente residual.

De acuerdo a esa metodología, la inflación tendencial o subyacente en el período en análisis ha seguido la evolución que se representa en la gráfica IV.

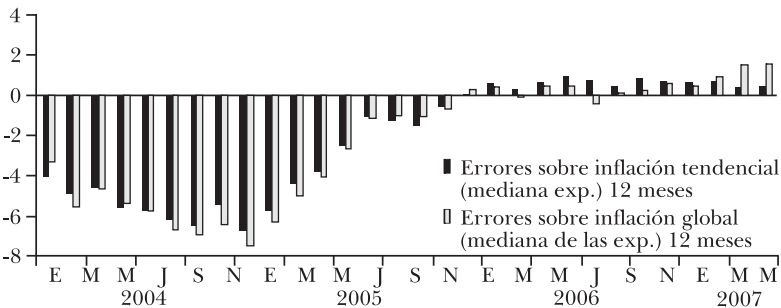
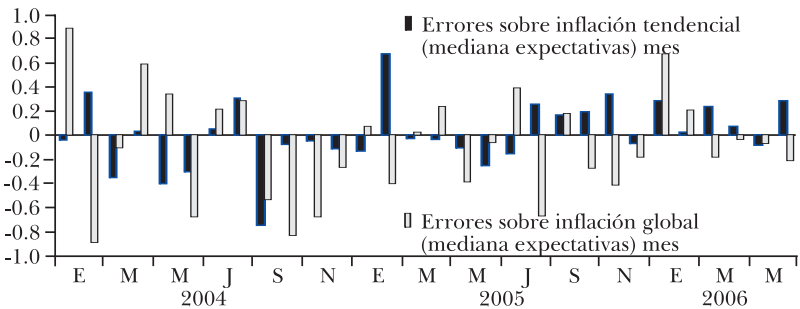
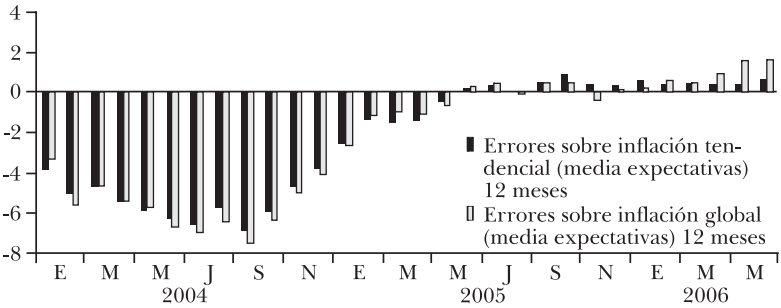
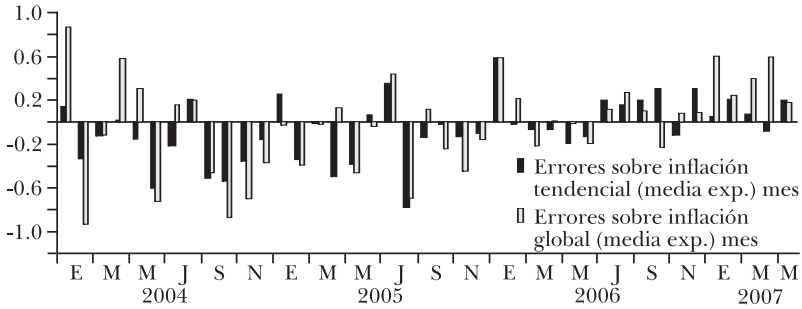
GRÁFICA IV. INFLACIÓN TENDENCIAL OBSERVADA A 12 MESES. MEDIANA Y PROMEDIO DE LAS EXPECTATIVAS DE LOS ANALISTAS SOBRE LA INFLACIÓN GLOBAL Y RANGO DE META DE INFLACIÓN, 2005-2007



A partir de esta medida de inflación tendencial se procedió al cálculo de los errores de predicción respecto de la media y mediana de las expectativas de inflación relevadas. En la gráfica V se representan comparativamente los errores de predicción del período de la mediana y la media de las expectativas respecto de la inflación tendencial y global.

³ Otros enfoques alternativos para la estimación del núcleo inflacionario son: las recomendadas por Bryan y Cecchetti (1995) (aplicada al caso uruguayo por Furest y Vaz (1993)), Diewert (1995) y Dow (1994), que calculan la inflación tendencial a partir de un promedio ponderado de las variaciones de precios, en donde la ponderación está dada por la inversa de la varianza en los precios; Stock y Watson (1991 y 1998) utilizan un enfoque de datos de panel; técnicas univariantes (aproximaciones sencillas como la utilización de medias móviles y otras más sofisticadas como la utilización de filtros de Kalman o Hodrick-Prescott para la extracción de componentes inobservables). Por último, técnicas multivariantes de series temporales para la estimación de la inflación tendencial refieren más específicamente a la estimación de modelos VAR estructurales (Quah y Vahey (1995)).

GRÁFICA V. ERRORES DE PREDICCIÓN MENSUAL Y A DOCE MESES DE LAS EXPECTATIVAS (MEDIA Y MEDIANA) RESPECTO DE LA INFLACIÓN GLOBAL Y TENDENCIAL, 2004-2007



FUENTES: CINVE con base en datos de INE y BCU.

Una vez calculados los “errores” de predicción se procedió a calcular los estadísticos correspondientes. Los resultados se presentan en el cuadro 4.

CUADRO 4. EVALUACIÓN PREDICTIVA A UN PASO Y DOCE PASOS DE LAS EXPECTATIVAS REALIZADAS ENTRE ENERO DE 2004 Y MAYO DE 2007. COMPARACIÓN DE LOS ERRORES RESPECTO DE LA INFLACIÓN TENDENCIAL Y GLOBAL

Indicador	Inflación tendencial		Inflación global	
	Promedio de las expectativas	Mediana de las expectativas	Promedio de las expectativas	Mediana de las expectativas
Predicciones a 1 paso (enero de 2004-mayo de 2007)				
Error cuadrático medio	0.084	0.084	0.175	0.173
Raíz del error cuadrático medio	0.290	0.289	0.418	0.416
Error absoluto medio	0.227	0.226	0.330	0.340
Máx error absoluto	0.772	0.746	0.865	0.830
Desviación estándar	0.286	0.290	0.423	0.421
Predicciones a 12 paso (enero de 2004-mayo de 2005)				
Error cuadrático medio	12.53	12.22	13.87	13.51
Raíz del error cuadrático medio	3.54	3.50	3.72	3.68
Error absoluto medio	2.59	2.62	2.73	2.73
Máx error absoluto	6.86	6.75	7.49	7.37
Desviación estándar	2.81	2.85	3.02	3.05
Criterio Cecchetti				
RECM- h ($h=1, 12$) todo el período	1.559	1.547	1.666	1.648
RECM- h ($h=1, 12$) hasta junio de 2005	2.719	2.668	2.944	2.890

Los resultados muestran que cuando los errores se calculan respecto de la inflación tendencial (no de la global), los estadísticos de evaluación mejoran en todos los casos.

Podría argumentarse que los resultados anteriores podrían observarse aún cuando el objetivo de los analistas en realidad correspondiera a la proyección de la inflación efectiva.

En la definición anterior, si y^R se define de tal manera que $E(y^R) = 0$, con mayor volatilidad que la tendencial ($\sigma^R > \sigma^T$), aún cuando el objetivo sea proyectar la inflación efectiva, la comparación con la tendencial arrojaría un error menor.

Este argumento debe relativizarse, ya que el componente residual, aún cuando es más volátil, no necesariamente debería presentar un error de proyección mayor, especialmente para

períodos cortos (la proyección a un mes). Por ejemplo, el componente de precios administrados (tarifas).

De esta forma, el análisis de los resultados anteriores parece indicar que, aún cuando el Banco Central solicita de los analistas la proyección de la inflación efectiva, los analistas tienden a contestar con respecto a la inflación tendencial (o bien sus modelos apuntan a dicho componente).

V. COMENTARIOS Y REFLEXIONES FINALES

Tal como expresan Hendry y Clements (2001), dado que guiarse por una bola de cristal reveladora del futuro no es una opción plausible, para tener éxito en predicción la mejor alternativa es “extrapolar” de la información presente usando sistemáticas reglas de predicción. En este sentido, la evaluación de las predicciones realizadas utilizando los más diversos métodos de predicción, constituye un insumo clave en el proceso de toma de decisiones que se fundan en dichos pronósticos. Más específicamente, la evaluación de las predicciones de inflación es particularmente relevante para quienes diseñan la política monetaria.

Los analistas que contestan las Encuestas de Expectativas de Inflación del Banco Central, más allá de un pobre desempeño al principio de la muestra, estarían mostrando mejores resultados a partir de 2005, al menos en relación con un modelo autorregresivo simple utilizado como *benchmark*. La modelización de las predicciones indica que en general existe un proceso de aprendizaje de los errores, así como una distribución en principio simétrica en torno al promedio de las proyecciones. En resumen, los analistas que informan en la encuesta del Banco Central cumplen, en general, con el comportamiento reseñado en la literatura.

Las proyecciones presentan un comportamiento similar en media que en mediana. Si bien no se cuenta con los datos individuales, la distribución estaría mostrando valores simétricos respecto a la media, con lo cual no es posible inferir sobre una conducta “estratégica” de respuestas sesgadas de algunos analistas, en el sentido de Diebold (2002). Para poder concluir sobre este punto sería necesario contar con los datos individuales.

Por otro lado, la similitud existente entre media y mediana también podría estar sugiriendo que los analistas tienden a generar pronósticos cercanos al promedio de los mismos (*consensus*), a partir de procesos autorregresivos de corrección de los

pronósticos. En las proyecciones con horizonte de un mes los analistas corrigen en parte el error cometido en el período anterior. En las predicciones a doce meses la modelización de los errores generaría un punto a favor de la mediana ya que se observa una corrección respecto de los errores cometidos en períodos anteriores.

Por otra parte, el análisis de los resultados anteriores parece indicar que, aún cuando el Banco Central solicita de los analistas la proyección de la inflación efectiva, los analistas tienden a contestar respecto de la inflación tendencial (o bien sus modelos apuntan a dicho componente).

Considerando la precisión de las proyecciones, la muestra relativamente corta indica un comportamiento diferenciado para los primeros datos (relevados hasta fines de 2005), donde un modelo autorregresivo simple arroja mejores proyecciones que el promedio y la mediana, que para la segunda mitad, donde los analistas parecen mejorar sus métodos de proyección.

Podría argumentarse que la inflación efectiva de 2004 y primeros meses de 2005 representó una sorpresa que no estaba contemplada en los modelos de los analistas. En particular, debido al cambio de la política monetaria llevada adelante por el Banco Central en el segundo semestre de 2004. El argumento podría ser de recibo, pero el hecho de que el modelo autorregresivo *naif* logre un mejor desempeño permite desecharlo.

REFERENCIAS

- Aboal, D., B. Lanzilotta y M. Perera (2006), *¿Flotación de jure y de facto? La política monetaria-cambiaría en el período pos crisis en Uruguay*, Centro de Investigaciones Económicas, marzo.
- Banerjee, A., M. Marcellino e I. Masten (2003), *Leading indicators for Euro-area inflation and GDP growth*, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, IEP-Università Bocconi, IGIER y CEPR (Working Paper, nº 235).
- Banerjee, A., y M. Marcellino (2003), *Are there any reliable leading indicators for US inflation and GDP growth?*, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, IEP-Università Bocconi, IGIER y CEPR (Working Paper, nº 236).
- Bernhardt, D., y E. Kutsoati (2001), *Analyst compensation and forecasts: theory, tests and evidence*, University of Illinois, Champaign.
- Bryan M. F., y S. Cecchetti (1995), "Measuring core inflation",

- en Gregory Mankiw (ed.), *Monetary Policy*, University of Chicago Press for NBER, 195-215.
- Cecchetti, S., R. Chu y C. Steindel (2000), "The Unreliability of Inflation Indicators", *Current Issues in Economics and Finance*, vol. 6, nº 4.
- Clements, M., y D. Hendry (2002), "An Overview of Economic Forecasting", en M. Clements y D. Hendry (eds.), *A Companion to Economic Forecast*, Blackwell Publishing (Serie Blackwell Companions to Contemporary Economics), pp. 1-18.
- De Masi, P. R. (1996), "The Difficult art of economic forecasting", en *Finance & Development*, diciembre, pp, 29-31.
- Diebold, F. X. (2002), "Symposium on Forecasting Performance: An Introduction", *IMF Staff Paper*, vol. 49, nº 1.
- Diewert, W. E. (1995), *On the Stochastic Approach to Index Numbers*, Department of Economics, University of British Columbia (Discussion Paper, nº 95-31).
- Dow, J. P. (1994), *Measuring Inflation Using Multiple Price Indexes*, mimeo, Department of Economics, University of California Riverside.
- Emerson, R., y D. Hendry (1994), *An Evaluation of Forecasting using Leading Indicators*, Centre for Economic Forecasting, London Business School-Nuffield College, Oxford.
- Espasa, A., M. Manzano, M. Matea y V. Catasús (1987), "La inflación subyacente en la economía española: estimación y metodología", *Boletín Económico*, del Banco de España, marzo, pp. 32-51.
- Espasa, A., y J. Cancelo (1993), *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*, Alianza Editorial, España.
- Furest, R., y D. Vaz (1997), "Hacia una medición de la inflación subyacente en el Uruguay", *Revista de Economía* (BCU), 2ª Época, vol. 1, nº 1, pp. 213-44.
- Gallo, G., C. Granger e Y. Jeon (2002), "Copycats and Common Swings: The Impact of the Use of Forecasts in Information Sets", *IMF Staff Paper*, vol. 49, nº 1.
- Garda, P., B. Lanzilotta y F. Lorenzo (2004), *Descripción y evaluación de un esquema metodológico para el diagnóstico y predicción de la inflación en Uruguay*, texto mimeografiado, CINVE, Montevideo.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hendry, D. F. (2003), *Bridging de Gap: Linking Economics and Econometrics*, Economics Department, Oxford University.
- Hendry, D. F., y M. Clements (2001), *Economic Forecasting: some Lessons from Recent Research*, Department of Economics and

- Nuffield College, Oxford-Department of Economics, University of Warwick.
- Hendry, D. F., y M. Clements (2002), "Pooling of Forecast". *Econometrics Journal*, vol. 5, pp. 1-26.
- Hendry, D. F., y H.-M. Krolzig (2003), *Automatic Model Selection: A new Instrument for Social Science*, Economics Department, Oxford University.
- Jagric, T. (2003), "A nonlinear approach to forecasting with leading economic indicators", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, vol. 7, nº 2, julio.
- Juhn, G., y P. Loungani (2002), "Further Cross-Country Evidence on the Accuracy of the Private Sector's Output Forecasts", *IMF Staff Paper*, vol. 49, nº 1.
- Lanzilotta, B. (2006). *Aporte de los índices líderes de actividad económica al análisis de la coyuntura y la predicción macroeconómica*, tesis de maestría, FCEyA, Udelar.
- Lorenzo, F. (1997), *Modelización de la Inflación con fines de predicción y diagnóstico*, tesis doctoral, Universidad Carlos III de Madrid.
- Lucas, R. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 1, pp. 19-46.
- Marcellino, M. (2002a), *Instability and non linearity in the EMU*, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, IEP-Università Bocconi, IGIER y CEPR (Working Paper, nº 211).
- Marcellino, M. (2002b), *Forecasting EMU Macroeconomic Variables*, Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, IEP-Università Bocconi, IGIER y CEPR (Working Paper, nº 216).
- Musso, A., y S. Phillips (2002), "Comparing Projections and Outcomes of IMF-Supported Programs", *IMF Staff Paper*, vol. 49, nº 1.
- Quah, D., y S. P. Vahey (1995), "Measuring Core Inflation?", *Economic Journal*, Royal Economic Society, vol. 105, nº 432, septiembre, pp. 1130-44.
- Silver, M. (2007), "Core Inflation: Measurement and Statistical Issues in Choosing Among Alternative Measures", *IMF Staff Paper*, vol. 54, nº 1.
- Stock, J., y M. Watson (1991), "A Probability Model of the Coincident Economic Indicator", en K. Lahiri y G. Moore (eds.), *Leading Economic Indicators New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, pp. 63-89.
- Stock, J., y M. Watson (1998), *Diffusion Indexes*, NBER (Working Paper, nº 6702).

César E. Tamayo
Andrés M. Vargas

Flujos de capital y frenazos súbitos: teoría, historia y una nueva estimación

I. INTRODUCCIÓN

En meses recientes se ha renovado el interés por la posibilidad de que una reversión de flujos de capital impacte la economía colombiana y el efecto que esto tendría sobre las principales variables reales. Lo anterior se debe a los bandazos que en el transcurso de 2006 y algunos meses de 2007 presentaron los flujos financieros de corto plazo, producto de cambios en la percepción de la liquidez mundial. Esta última es uno de los principales “factores externos” reseñados en Calvo *et al.* (1993) o factores *push* mencionados por Agénor y Montiel (1999) como

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de C. E. Tamayo y A. M. Vargas, Investigadores de la Asociación Nacional de Instituciones Financieras (ANIF) y el Grupo Bancolombia/Universidad Externado de Colombia, respectivamente: <tamayo@anif.com.co y andvarga@bancolombia.com.co). Publicado en Coyuntura Económica, vol. 37, nº 2, segundo semestre de 2007. La responsabilidad por las opiniones aquí expresadas es exclusiva de los autores. Se agradece a Sergio Clavijo, presidente de ANIF; Camilo Rivera del Grupo Bancolombia, Orlando Gracia del Departamento Nacional de Planeación (DNP) y a los asistentes al Seminario Técnico DNP, Seminario Superintendencia Financiera y Seminario Interno ANIF por sus comentarios y sugerencias.

determinantes de los flujos de capital hacia economías emergentes.¹

En este artículo se presenta una nueva aproximación a la incidencia de frenazos súbitos en economías emergentes con el fin de retomar las lecciones más importantes de las últimas tres décadas de crisis financieras. Las principales contribuciones del presente trabajo son *i*) la fundamentación microeconómica de los controles sobre el capital en una economía que enfrenta asimetría en la liquidez de sus pasivos y sus activos, y *ii*) un ejercicio empírico que estima la probabilidad de crisis en una muestra de 39 países en desarrollo, para el período 1978-2006.

Los resultados del ejercicio confirman la hipótesis de iliquidez en la ocurrencia de crisis, al tiempo que arrojan evidencia preliminar desestimando la importancia de las reservas como medida de liquidez. Este resultado sugiere que la acumulación de reservas puede ser una condición necesaria más no suficiente para prevenir la ocurrencia de frenazos súbitos, contrastando con lo que sucede en casos de crisis cambiarias (donde la cantidad de reservas resulta decisiva). Adicionalmente, el ejercicio aquí presentado permite una nueva interpretación de los efectos del grado de apertura al capital sobre la probabilidad de experimentar crisis. Así, estos nuevos resultados ayudan a entender el razonamiento detrás de las medidas recientemente adoptadas en materia de controles al capital en Colombia y otras economías de características similares.

El artículo se divide en seis secciones además de ésta. En la primera se hace una breve revisión de los trabajos más destacados en la materia, haciendo hincapié en aquellos dedicados a la estimación de modelos *probit*. En la segunda se revisa de manera breve las últimas crisis sufridas y hace un recuento de los eventos más destacados para Colombia. En la tercera se presenta una extensión al modelo de Rodrik y Velasco (1999) que explica la lógica del uso de controles de capital. La cuarta sección resume el ejercicio empírico y sus principales resultados. La quinta está dedicada al estudio del caso colombiano y la sexta concluye, resaltando las principales lecciones de política.

¹ Ágenor y Montiel (1999) se refieren a factores *push* como aquellos que incentivan la salida de capitales de las economías industriales (e.g. bajas tasas de interés), y a factores *pull* como aquellos que atraen dichos capitales hacia las economías emergentes (e.g. mejora en los términos del intercambio).

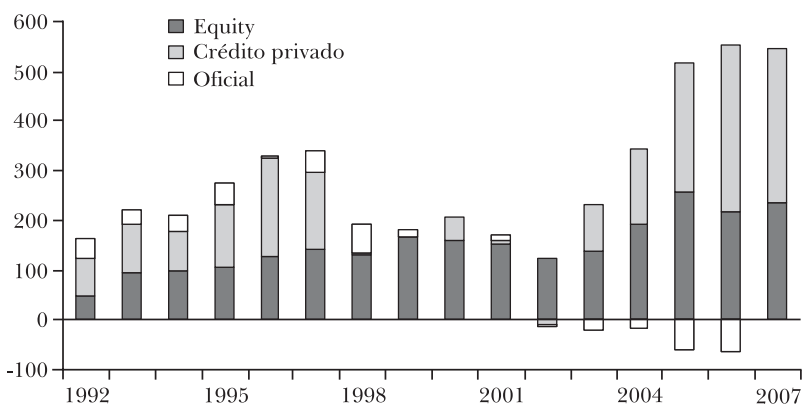
II. HECHOS ESTILIZADOS

En lo que sería una de las contribuciones tempranas al campo de las crisis financieras, Kindleberger (1978) asocia las manías con la euforia económica; el gasto aumenta, los precios de los activos se elevan y dan lugar a burbujas, el crecimiento económico se acelera y los agentes proclaman el fin de las recesiones. Sin embargo, la ocurrencia de un evento que desnuda lo insostenible del sistema cambia las expectativas y pronto ocurre una crisis, en muchos casos acompañada de una recesión económica.

Durante la década de los noventa se vivió la más reciente serie de crisis financieras, las cuales involucraron tanto a países desarrollados como a emergentes (ver Anexo 1): Europa 1992, México 1994-1995, Asia 1997, Rusia 1998, Brasil 1999, Argentina 2000-2001, Turquía 2001. Las crisis al final de siglo XX coincidieron con la liberalización financiera en la mayor parte del mundo en desarrollo y con la emergencia de los programas de ajuste que brindaron confianza a los inversionistas.

La gráfica I muestra como las crisis de mayor repercusión global se dieron en la etapa ascendente del ciclo de flujo de capitales. La caída en 1998 esta asociada con la crisis asiática, cuyos efectos se diseminaron con especial virulencia por los mercados financieros mundiales. Como mencionan Kaminsky, Reinhart y Vegh (2003) tres elementos explican esto: *i*) entrada masiva de capitales, *ii*) las crisis fueron inesperadas, *iii*) los países inicialmente afectados estaban expuestos a un prestamista común, en este caso Japón.

GRÁFICA I. FLUJOS DE CAPITALES A PAÍSES EMERGENTES, 1992-2007 (miles de millones de USD)



FUENTE: Institute for International Finance.

Colombia no fue ajena a estos fenómenos, de acuerdo con López y Tenjo (2003) los crecientes flujos de capitales que recibió la economía en la primera mitad de los noventa ocasionaron la crisis bancaria de 1999-2000 y la recesión económica en esos años. Otros episodios en la historia de Colombia que muestran una serie de eventos similares son:

- 1929-1930: período antecedido por lo que se ha llamado la prosperidad al debe. Los recursos de la indemnización de Panamá y la apertura al crédito externo para el sector público alimentaron una burbuja hipotecaria y la expansión crediticia (Caballero y Urrutia, 2006). Adicionalmente, los favorables precios del café en los años veinte impulsaron la demanda interna (Ocampo y Montenegro, 2007). La escasez de divisas y la necesidad de mantener las importaciones de bienes de capital para ampliar la capacidad productiva llevaron a la moratoria de la deuda en 1935.
- 1955: el comienzo de esta década estuvo caracterizado por términos de intercambio favorables que impulsaron la demanda. En este contexto las importaciones se aceleraron y se financiaron en gran medida con endeudamiento externo. El creciente déficit comercial llevó a que los bancos comerciales tuvieran dificultad para hacer los pagos de la deuda externa. Se acudió entonces al FMI.
- 1982: es la conocida crisis de la deuda. Colombia y Chile fueron los únicos países de la región que no repudiaron su deuda, sin embargo, en el país el creciente endeudamiento externo, sumado a la falta de transparencia de las relaciones entre los bancos y las firmas del sector real, implicó un proceso de ajuste que tuvo entre otras consecuencias la nacionalización de algunos bancos, la intervención directa del Banco de la República en el sistema financiero y la posterior creación de FOGAFIN.
- 1998-1999: en medio del proceso de apertura, la economía recibió un influjo significativo de capitales, gran parte de los cuales eran endeudamiento de corto plazo. El déficit en cuenta corriente alcanzó a ser superior al 6% del PIB y el déficit fiscal se deterioró aceleradamente. El consumo se concentró en bienes no transables, dando lugar a una burbuja hipotecaria y a un *boom* crediticio. La inestabilidad del sistema, sumada a las perturbaciones externas llevó a que el ajuste fuera abrupto.

III. UNA REVISIÓN DE LA LITERATURA

Uno de los primeros trabajos empíricos alrededor del tema es aquel de Redelt y Sachs (1998), cuya principal motivación fue la reversión de flujos *en masse* que sufrió el sureste asiático hacia finales de la década pasada. En su trabajo, los autores buscan poner a prueba una serie de hipótesis sobre los principales determinantes de las crisis financieras en el período 1994-1997, para un panel de 22 economías emergentes. El modelo incluye como variables explicativas las relaciones de deuda total y de corto plazo a reservas internacionales, crédito doméstico, flujos de capital y déficit en cuenta corriente a PIB, apreciación real (últimos tres años) y un índice comparativo de corrupción entre países. Los resultados de este trabajo asocian la ocurrencia de crisis principalmente con factores de iliquidez, especialmente con la relación de deuda de corto plazo a reservas. La relación deuda total a reservas en cambio parece no estar estadísticamente asociada con la ocurrencia de crisis, lo que demerita la hipótesis de insolvencia como determinante de éstas. Por su parte, en este trabajo el déficit en cuenta corriente (como porcentaje del PIB) aparece sólo débilmente relacionado con las crisis.

En esta misma línea se encuentra el trabajo de Rodrik y Velasco (1999). Estos autores esbozan un modelo teórico en donde el costo y el perfil de madurez de la deuda externa se determinan simultáneamente. La condición de liquidez de los pasivos (deuda de corto plazo) y la iliquidez de los activos (irreversibilidad en las inversiones) dan lugar a una multiplicidad de equilibrios. El problema propuesto es entonces, en esencia, un problema de iliquidez en lugar de insolvencia. Los autores ponen su hipótesis a prueba en el marco de un modelo *probit* en una muestra de 32 economías emergentes y el período 1988-1998, donde la relación deuda de corto plazo a reservas es la principal variable explicativa y refleja la condición de liquidez de los deudores. La novedad en este caso es que se diferencia entre deuda de corto plazo contratada con bancos (extranjeros) y 'otra' deuda de corto plazo, resultando la primera más determinante que la segunda (su efecto sobre la probabilidad de una crisis es casi cuatro veces aquel de la 'otra' deuda de corto plazo). Finalmente entre sus resultados el déficit en cuenta corriente como porcentaje del PIB juega un papel determinante al igual que la relación deuda sobre PIB y la apreciación real. En cambio, lo mismo no puede decirse del crédito (sobre PIB), la relación M2 sobre reservas y el déficit fiscal.

En una investigación posterior, Cavallo y Frankel (2004) estudian los efectos de la apertura al comercio sobre la probabilidad de enfrentar un frenazo súbito en los flujos de capital. Para ello emplean modelos *probit*, controlando por variables como deuda externa sobre PIB, composición de la deuda, reservas medidas como meses de importaciones y efectividad del gobierno, entre otras. Sus resultados, además de encontrar evidencia en favor de la apertura comercial (ésta reduce la probabilidad de frenazos súbitos), señalan el efecto positivo y sustancial que tiene el déficit en cuenta corriente sobre la probabilidad de crisis. Por su parte, la relación deuda de corto plazo a deuda total resulta significativa sólo en algunos casos, al igual que el indicador de dolarización de pasivos (*liability dollarization*) y la relación deuda externa a PIB. Variables como la efectividad del gobierno, el grado de rigidez del tipo de cambio y la relación IED a PIB parecen no jugar papel alguno en la determinación de tal probabilidad.

Finalmente, uno de los más recientes aportes en este campo es el de Edwards (2006). Este trabajo, además de incluir una muestra mayor (hasta 150 países en algunas regresiones y el período 1970-2004), suma al análisis tradicional los factores de movilidad del capital y contagio. Los resultados de Edwards (2006) le dan un papel secundario al déficit en cuenta corriente en la probabilidad de sufrir una reversión de flujos, conclusión que parece no variar mucho entre países con diferentes grados de movilidad al capital. La hipótesis central del trabajo tiene que ver, sin embargo, con la movilidad del capital y el contagio entre países. El efecto de la primera variable parece ser positivo en la probabilidad de crisis, aunque su magnitud es pequeña. El efecto contagio también es significativo en su ejercicio (aunque pequeño), lo que implica que la ocurrencia de una crisis en la región tiene un impacto positivo sobre la probabilidad de sufrir un *sudden stop*.

La literatura sobre la vulnerabilidad de las economías emergentes ante choques en su cuenta de capital es ahora extensa y resulta difícil abarcarla en su totalidad. Sin embargo, la evidencia encontrada en el grupo de trabajos aquí reseñados resulta sugestiva y captura los principales asuntos de interés alrededor del tema. En este grupo pueden identificarse determinantes comunes de la probabilidad de sufrir una crisis como son los déficit en cuenta corriente y la composición de la deuda externa. Estas dos variables aparecen consistentemente en los muchos ejercicios empíricos, aunque su importancia varía con las

muestras de países y períodos utilizadas, y con la inclusión de diferentes variables de control.

IV. UN MODELO DE LIQUIDEZ

Como se mostró en la sección II, las crisis financieras de finales del siglo XX pueden ser explicadas en gran medida por problemas de liquidez. En un entorno en el que la economía exhibe altas tasas de crecimiento e inversión, la situación fiscal luce sostenible y sin contradicciones con la política monetaria, pareciera poco probable la ocurrencia de una crisis, por lo menos del tipo de la crisis de la deuda en los ochenta o del ERM en 1992 (ver anexo 1). Sin embargo, la expansión económica apalancada con crédito externo de corto plazo puede ser altamente inestable si se da en una economía con un marco institucional inapropiado (Rodrik y Velasco, 1999; Kaplan y Rodrik, 2001; Prasad *et al.*, 2003).

Los modelos que incorporan estos riesgos implícitos en el endeudamiento de corto plazo, sugieren la imposición de controles a la entrada de capitales de corto plazo o esquemas de coordinación entre los acreedores como alternativa para evitar las mencionadas corridas (Chang y Velasco, 2001; Rodrik y Velasco, 1999; Eichengreen y Leblang, 2002; Villar y Ffrench-Davis, 2004; Ocampo y Tovar, 2003). Así pues, se presenta una extensión del modelo propuesto originalmente por Rodrik y Velasco (1999) con la introducción de un control de capitales como el aplicado en Colombia y Chile en años recientes y se explora la acumulación de reservas como alternativa de política.

1. El modelo sin impuesto

Supuestos:

- Economía pequeña y abierta poblada por un inversionista-consumidor representativo.
- 3 períodos: $0, 1, 2$.
- Proyecto de inversión: invertir k unidades de un único bien transable en el período 0.
- El proyecto es ilíquido: si una magnitud l menor o igual a k es liquidada en el período 1 tiene un rendimiento de ρl , donde $0 < \rho < 1$.

- Para financiar el proyecto el inversionista tiene acceso a crédito externo de corto y largo plazo. La tasa de interés internacional libre de riesgo es cero. Los prestamistas foráneos son neutros al riesgo.
- La deuda de corto plazo, **ST**, dura un período y la de largo plazo, **LT**, dos períodos.
- En $t=0$ el monto máximo de deuda es k .
- En $t=0$ se adquiere la cantidad $d \leq k$ de deuda **ST** y $(k-d)$ de deuda **LT**.
- Si $d > 0$ los prestamistas en $t=1$ pueden decidir hacer o no *roll-over* sobre la deuda **ST**.
- El inversionista consume en $t=2$. En este período se obtiene el ingreso (Y), se paga el total de la deuda (o la restante si no hubo *roll-over*) y se consume el remanente.
- La utilidad del inversionista local es lineal en el consumo.²

El inversionista local emprende un proyecto que rinde sus frutos en el período 2, sin embargo está dispuesto a financiarlo con créditos que vencen antes de $t=2$. Este riesgo de liquidez se traslada a las tasas de interés, pues existe una prima sobre la tasa cero riesgo que depende del nivel de endeudamiento de corto plazo, es decir de las decisiones de los inversionistas locales. Por su parte, hay un punto en el que los prestamistas perciben que habrá *default* sobre una parte de la deuda, luego deciden retirarse y no aceptan el *roll-over*; este comportamiento hace que el fenómeno sea autocumplido (*self-fulfilled-prophecy*). Es una situación típica de los eventos de corridas.

El inversionista local se embarca pues en un proyecto cuya rentabilidad es $F'(K) = r \geq i$, donde i es la tasa de interés promedio de la deuda. Con esto en mente maximiza la función de utilidad

$$(1) \quad U(C_2) = C_2$$

Sean r_s y r_l la tasa de interés, real, de la deuda de corto y largo plazo respectivamente. Si hacemos $K=1$, entonces $d_0 + (1 - d_0) = K = 1$. Llamamos además i a la tasa de interés promedio ponderado del endeudamiento total. Podemos escribir entonces el *stock* de deuda al inicio de cada período así.

² Este supuesto es simplificador y consistente con el hecho de que solo consume en $t=2$.

$$\begin{aligned} D_1 &= D_0(1+i) \\ D_2 &= D_1(1+i) \\ D_3 &= D_2(1+i) - (1+i)(Y_2 - C_2) \end{aligned}$$

Como no debe quedar deuda al final del período 2, entonces $D_3 = 0$ con lo cual obtenemos

$$(2) \quad D_0 = \frac{Y_2 - C_2}{(1+i)^2}$$

Que es la restricción presupuestal estándar, el valor presente del ingreso debe ser igual al valor presente del consumo más la deuda inicial. El ingreso en el segundo período es incierto. Recuérdese que si en $t=1$ el prestamista decide no renovar la deuda de corto plazo entonces el inversionista local debe liquidar una parte del proyecto. Si llamamos p a la probabilidad de que no haya la renovación, corrida, entonces el valor esperado del ingreso es:

$$(3) \quad EY_2 = pF(\hat{K}) + (1-p)F(K)$$

Donde $\hat{K} = K - \frac{d_0(1+r_s)}{\rho}$, es decir el capital disponible después de la liquidación para pagar la deuda de corto plazo. Como $\rho \in (0,1)$ entonces $pF(\hat{K})$ solo es positivo para niveles de deuda ST cercanos a cero, luego para simplificar suponemos $pF(\hat{K}) = 0$. De esta manera la maximización de (2) sujeto a (3) y reescribiendo $(1+i) = d_0(1+r_s) + (1-d_0)(1+r_l)$ queda:

$$Max_{d_0} \dots EC_2 = (1-p)F(K) - [d_0(1+r_s) + (1-d_0)(1+r_l)]^2$$

De donde la condición de primer orden lleva a:

$$(4) \quad d_0 = \frac{-(1+r_l)}{(r_s - r_l)}$$

Como se observa en (4) la demanda de deuda de corto plazo será positiva si la tasa de corto plazo es inferior a la de largo plazo, y como la deuda de corto y largo plazo son sustitutos perfectos entonces se demanda deuda de corto plazo por el monto total del proyecto, K .

El prestamista foráneo decide la composición de un portafolio con un activo riesgoso y uno libre de riesgo, donde la condición de equilibrio es que la rentabilidad esperada del activo

riesgoso es igual a la rentabilidad del activo sin riesgo. Si suponemos que la tasa libre de riesgo es cero, entonces:

$$(1-p)(1+r_s) + pq_s(1+r_s) = 1$$

$$(5) \quad q_s = \frac{\rho}{d_0(1+r_s)}$$

$$(1+r_s) = \left(1 - \frac{p\rho}{d_0}\right) \frac{1}{1-p}$$

Donde q_s es la probabilidad de pago en el caso que haya corrida. Nótese que el *default* resulta de una función de distribución conjunta de 2 variables, la corrida y la capacidad de pago. De igual manera para la deuda de largo plazo:

$$(1-p)(1+r_l) + pq_l(1+r_l) = 1$$

$$(6) \quad q_l = \frac{F(\hat{K})}{(1-d_0)(1+r_l)}$$

$$(1+r_l) = \left(1 - \frac{pF(\hat{K})}{1-d_0}\right) \frac{1}{1-p}$$

Hasta acá se observa que el monto de la deuda **ST** y las tasas de interés se fijan simultáneamente. La demanda de deuda **ST** depende de que la tasa de interés de corto plazo sea menor a la de largo plazo, pero además la estructura de tasas de interés depende del nivel de la deuda **ST** a través de la probabilidad de pago. Ahora, en la presencia de distorsiones los inversionistas locales no se percatan de que las tasas de interés dependen de su propio endeudamiento, sino que las toman como dadas, entonces la expectativa de que $r_s < r_l$ es autocumplida.

2. El modelo con impuesto

Como se mostró arriba el problema surge de la manera como se determina la estructura de tasas de interés, en la que bajo las condiciones señaladas la tasa de interés de largo plazo es mayor a la de corto plazo y por lo tanto los inversionistas individualmente prefieren la deuda de corto plazo sobre la de largo plazo, lo que aumenta la vulnerabilidad a crisis.

Una alternativa consiste en introducir un impuesto, τ , a los capitales de corto plazo. El impuesto se cobra sobre la base de la deuda de corto plazo, d , y es una porción de ésta. De esta manera el impuesto hace más costoso el préstamo de corto plazo e

incentiva el alargamiento de la madurez de la deuda. El impuesto puede tomar la forma de una fracción del monto prestado que debe ser depositado en una cuenta oficial.

En Colombia, el Banco de la República modificó el sistema de requerimientos de reservas en 1997. Todas las inversiones realizadas por extranjeros en el país requerían un depósito en moneda local y cuyo impuesto equivalente descendía conforme aumentaba el plazo de la inversión (Rincón, 1999). Recientemente la medida resucitó, gravando no solamente el endeudamiento externo sino también la inversión de portafolio de no residentes en el país.

Las medidas recientes contemplan un depósito por el 40% del valor del crédito en una cuenta sin remuneración en el Banco de la República, dicho depósito es por 6 meses y se liquida a la tasa representativa del mercado (TRM) vigente en el momento de la transacción. El diseño de este requisito hace que la tarifa equivalente del impuesto sea inferior conforme aumenta la duración del crédito adquirido. En el modelo por lo tanto sería equivalente a un impuesto solo al endeudamiento a un período y de cero en $t=2$.

Entonces, si el control toma la forma de un depósito no remunerado hay una parte del endeudamiento que no aumenta el acervo de capital, luego definimos $\tilde{K} = K - d_0\tau$, donde τ es la porción de la deuda de corto plazo que debe consignarse en el banco central. De acuerdo a esto la ecuación (3) queda como:

$$(3^*) \quad EY_2 = pF(\hat{K}) + (1-p)F(\tilde{K})$$

Y el inversionista local resuelve:

$$Max_{d_0} \dots EC_2 = (1-p)F(\tilde{K}) - [d_0(1+r_s) + (1-d_0)(1+r_i)]^2$$

Y de la condición de primer orden:

$$(4^*) \quad d_0 = \frac{-(1-p)F'(\tilde{K})\tau}{2(r_s - r_i)^2} - \frac{(1+r_i)}{r_s - r_i}$$

De donde se observa que aún cuando el inversionista local espera $r_s < r_i$ la deuda de corto plazo no necesariamente es positiva. Ahora, para que $d_0 = 0$ el impuesto deberá ser:

$$(7) \quad \tau = \frac{-2(1+r_i)(r_s - r_i)}{(1-p)F'(\tilde{K})}$$

De (7) se deduce primero que si $r_s < r_i$ el impuesto será positivo,

y en caso contrario será negativo, lo que se puede interpretar como un subsidio para inducir a los agentes a tomar deuda de corto plazo. Nótese que además entre mayor sea la probabilidad de la corrida el impuesto será mayor. Tenemos entonces que el impuesto puede efectivamente evitar que los individuos tomen deuda de corto plazo y por lo tanto no se presenta el descalce que pone en vulnerabilidad a la economía.

Si bien es cierto que el modelo sugiere que el impuesto es una herramienta efectiva, hay que hacer algunos comentarios al respecto. Primero, en la medida en que los mercados financieros son más desarrollados hay instrumentos que permiten mantener la exposición deseada al endeudamiento de corto plazo sin contratar explícitamente este tipo de deuda, a través de derivados, con lo cual no se logran los resultados deseados (Carvalho y García, 2006). Segundo, la mayoría de países emergentes enfrentan restricciones para endeudarse a largo plazo, con lo que restringir el endeudamiento a corto plazo significa reducir el acceso a recursos disponibles para invertir, lo que refuta la afirmación corriente según la cual se sustituye endeudamiento de corto plazo por largo plazo; además hay evidencia que señala que a pesar de las crisis los países de mayor apertura financiera experimentan tasas de crecimiento de largo plazo superiores (Tornell y Westerman, 2005).

Tercero, la correlación positiva entre d y la probabilidad de ocurrencia de una crisis también puede ser explicada por una decisión óptima de *default* y en este sentido un impuesto no generaría ganancias en el bienestar (Detriagiache y Spilimbergo, 2004).

Por último, hay que tener en cuenta que el modelo no recoge los costos que implica el impuesto. Los controles al capital aumentan el grado de irreversibilidad de la inversión, lo que en últimas significa un menor acervo de capital futuro; hacen más lento el desarrollo de instrumentos financieros para diversificar el riesgo y pueden introducir distorsiones microeconómicas especial para las firmas pequeñas (Forbes, 2003). En este sentido, se hace énfasis en *que es un instrumento que solo debe ser usado cuando se considera que el endeudamiento a corto plazo ha pasado un nivel tolerable y pone en duda la estabilidad macroeconómica.*³

³ En el más reciente control de capitales en Colombia tuvo que ser incluida una medida para limitar las operaciones de derivados. En Malasia, además se tuvieron que restringir las operaciones de *forward non delivery*. En general las firmas de mayor tamaño tienen mejor acceso a los mercados de capitales y los instrumentos financieros, lo que les permite manejar mejor su exposición al riesgo así como disminuir el impacto del impuesto en el costo efectivo de su

3. Acumulación de reservas-prestamista de última instancia

La otra opción de política ampliamente utilizada es la acumulación de reservas. La lógica de esta estrategia se remonta primero a los modelos de crisis de primera generación, en los que el momento del ataque y el consecuente abandono del régimen cambiario depende del monto de reservas (Krugman, 1979). En los modelos de corridas bancarias sirve para evitar la corrida pues señala que hay recursos suficientes para atender la totalidad de las demandas. En el caso presentado acá consistiría en aumentar la cantidad de activos líquidos, con lo cual se evita el problema de iliquidez.

Entonces, si hay garantías del gobierno, explícitas o implícitas, a los prestamistas sobre la deuda de corto plazo, el efecto es eliminar la incertidumbre sobre la corriente de ingresos del inversionista local o reducir el costo económico de la corrida. Veamos.

La ecuación (3) quedaría:

$$EY_2 = pF(\hat{K}) + (1-p)F(K) + \eta d_0$$

Donde η es la fracción de la deuda de corto plazo garantizada. Al tener esto en cuenta la ecuación (4) quedaría:

$$d_0 = \frac{\eta}{2(r_s - r_l)^2} - \frac{(1 + r_l)}{r_s - r_l}$$

Se observa que aún si el inversionista local percibe que $r_s > r_l$ se preferirá la deuda de corto plazo pues esta maximiza el consumo esperado. Luego si se sigue la regla Guidotti-Greenspan y $\eta=1$, el incentivo es aún mayor. Nótese además que si $\eta < 1$ la tasa de interés de corto plazo es menor a la de largo, lo que valida la expectativa en el caso que se espere $r_s < r_l$.

Entonces, si bien esta política aumenta la liquidez de la economía no elimina el problema que ocasiona la situación de vulnerabilidad, es decir el descalce entre la madurez de activos y pasivos. De hecho, en la presencia de riesgo moral los agentes encuentran óptimo ampliar el descalce.

V. UNA NUEVA ESTIMACIÓN

En esta sección se presentan las estimaciones de una serie de

endeudamiento. Por el contrario, las firmas de menor tamaño que dependen en mayor medida del crédito tradicional se enfrentan a mayores tasas de interés y menores oportunidades de financiamiento.

modelos *probit* que incluyen algunas variantes de las variables utilizadas anteriormente en trabajos similares. En particular el interés se concentra en poner a prueba una vez más la hipótesis de iliquidez y la tesis expuesta en la sección anterior sobre el efecto del grado de apertura al capital.

1. El modelo empírico

Los modelos *probit* parecen ser la herramienta adecuada para análisis como el propuesto en este trabajo, pues en este caso la ocurrencia de una crisis es el resultado de una variable latente (no observable) (y^*_{it}) que se relaciona con la variable observable (y_{it}) de la siguiente forma:

$$\text{prob}[y_{it} = 1] = \text{prob}[y^*_{it} \geq 0]$$

Así, se tiene que:

$$y_{it} = \begin{cases} 1, & y^*_{it} > 0 \\ 0, & \text{eoc} \end{cases}$$

$$y^*_{it} = x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

donde y^*_{it} se supone depender linealmente de un vector de características x_{it} , en el que se incluyen variables como el saldo de deuda externa, deuda de corto plazo, saldo de cuenta corriente sobre PIB y apertura al capital, entre otras.

En el contexto acá descrito la variable latente se define como la expectativa de los prestamistas de que sus deudas serán repagadas en $t=2$, la cual depende del endeudamiento a corto plazo. La variable observada es la reversión en los flujos de capital. Así pues, el resultado esperado es una relación positiva entre el endeudamiento a corto plazo y la probabilidad con que ocurre la reversión.

Se supone que $\varepsilon_{it} = \omega_i + u_{it}$, donde ω_i es i.i.d. con media cero y varianza σ_ω^2 y u_{it} se distribuye normalmente con media cero y varianza $\sigma_u^2 = 1$. En el contexto de datos de panel esto constituye un modelo de efectos aleatorios. A pesar de que un modelo de efectos fijos podría resultar intuitivamente más conveniente, no se dispone de un estadístico suficiente que permita condicionar los efectos fijos por fuera de la verosimilitud (Beck, 2001). Debido a que los modelos *probit* son no-lineales, no es posible eliminar los efectos fijos como se hace usualmente en los modelos lineales de datos de panel. De forma alternativa podría estimarse un modelo *logit* condicional de efectos fijos como el

sugerido por Chamberlain (1984), aunque en este caso habría que trabajar bajo la más restrictiva distribución (del cuadrado) de la secante hiperbólica (sech^2). En cualquier caso el debate efectos fijos *vs.* aleatorios se torna irrelevante cuando T es relativamente grande (Heckman, 1981; Wawro, 2006) como en la muestra utilizada en este ejercicio (29 períodos).⁴

El modelo *probit* a estimar luce entonces así:

$$\text{prob}(y_i = 1) = \Phi(x_i'\beta),$$

siendo $\Phi(\cdot)$ la representación de la función de distribución acumulada de una variable aleatoria con distribución normal estándar.

2. Especificación y series

El ejercicio presentado a continuación pretende dar respuesta a tres preguntas: *i*) ¿es la iliquidez un factor determinante en la ocurrencia de crisis?, *ii*) ¿de ser así, cuál es la medida más apropiada de iliquidez?, y *iii*) ¿qué papel juegan el grado de apertura al capital y el contagio en la ocurrencia de estas crisis? Para responder a estas preguntas, se presenta un modelo que relaciona la ocurrencia de crisis o frenazos súbitos en los flujos de capital con:

- el balance de la cuenta corriente (% del PIB);
- el saldo de deuda externa (% del PIB);
- el saldo de deuda externa de corto plazo (corto plazo) (% del PIB);
- el saldo de deuda externa de corto plazo con bancos comerciales (% del PIB);
- el saldo de deuda de corto plazo como % de las reservas internacionales;
- el saldo de deuda de corto plazo como % de las exportaciones de bienes;
- el grado de apertura al capital expresado como la suma de activos más pasivos externos como % del PIB; y

⁴ El riesgo de usar efectos aleatorios es que los efectos estén correlacionados con las variables explicativas, resultando en estimaciones sesgadas e inconsistentes del vector de coeficientes. Este sesgo, sin embargo, es una función decreciente del número de períodos y según Heckman (1981), a partir de T= 8 resulta inofensivo.

– el contagio definido como una variable *dummy* que toma el valor de 1 si en el mismo año algún país de la muestra experimentó un episodio de crisis.⁵

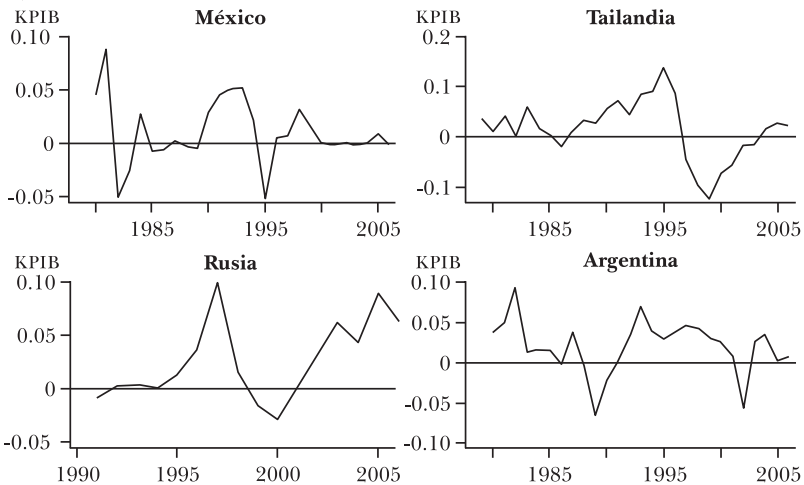
Definiéndose un episodio de crisis ($y_{it} = 1$) cuando se cumple que:

- los flujos de capital privado (FKP) como % del PIB en el período $t-1$ son positivos y,
- los FKP como % del PIB caen 5 puntos porcentuales (p.p.) entre $t-1$ y t .

En este caso los FKP se definen como la suma de *i*) desembolsos netos de bancos comerciales excluyendo créditos garantizados bajo programas gubernamentales, y *ii*) financiamiento externo neto incluyendo bonos y activos financieros denominados en moneda local y extranjera. Como lo muestra la gráfica II para los países más destacados, los FKP (y por lo tanto la variable que captura la ocurrencia de crisis) guarda estrecha relación con la serie de crisis financieras observadas en el último cuarto de siglo.

La introducción de la medida de apertura al capital está justificada por el modelo, pues las restricciones vía el impuesto descrito

GRÁFICA II. EVOLUCIÓN DE LOS FLUJOS DE CAPITAL PRIVADO/PIB, 1980-2005



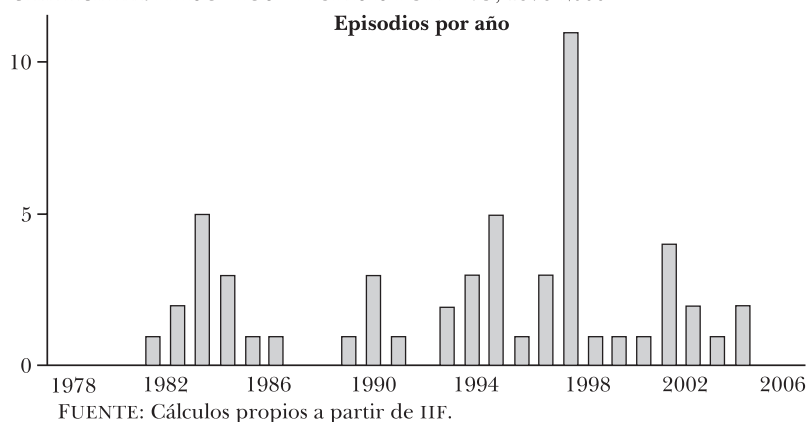
FUENTE: Elaboración propia a partir de IIF.

⁵ Además de los resultados expuestos e interpretados en este texto, se incluyeron (y resultaron no significativas) variables como la apreciación real del año anterior, la inflación, el crecimiento anual del crédito doméstico y el déficit del gobierno central.

significan un menor grado de exposición externa. Así, aunque la medida no replica el impuesto si puede interpretarse como una *proxy* de las políticas de apertura al capital extranjero.

En la muestra se identificaron en total 55 episodios de crisis (gráfica III), concentrados como es de esperarse en los años 1994-95, 1997 y 2001. Todas las series empleadas provienen del *Institute for International Finance* (IIF), a excepción de la variable apertura al capital *-aperk-* que proviene de Lane y Milesi-Ferreti (2006). De esta forma el análisis se extiende a una muestra de 39 países emergentes (no petroleros) y el período 1978-2006.

GRÁFICA III. EPISODIOS DE CRISIS POR AÑO, 1978-2006



3. Resultados

El cuadro 1 presenta los resultados de las diferentes estimaciones.⁶ En lugar de reportar los coeficientes estimados, en el cuadro 1 se muestran los efectos marginales de las variables explicativas calculados de la siguiente forma:

$$\frac{\partial P_i}{\partial X_i} = \phi(\alpha + \beta \bar{X}) \times \beta,$$

⁶ La estimación es por máxima verosimilitud sobre un panel no balanceado. El uso de paneles no-balanceados permite hacer uso de muestras más grandes, lo que en últimas reduce la probabilidad de incurrir en sesgos de selección. Como ha sido señalado por Arellano y Bond (1991), los métodos econométricos no sufren transformación fundamental alguna frente a los ejercicios con paneles balanceados, siempre y cuando exista un número mínimo de períodos consecutivos disponibles para cada unidad. Por consiguiente, el único criterio de selección aplicado a la muestra fue el de la disponibilidad de series macroeconómicas para un período mínimo de diez años consecutivos.

CUADRO 1. PROBABILIDAD MARGINAL DE EXPERIMENTAR CRISIS: ESTIMACIONES *PROBIT* CON EFECTOS ALEATORIOS

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
L.ccpib	-0.293 ^b [-2.25]	-0.252 ^a [-1.87]	-0.225 [-1.56]	-0.366 ^b [-2.55]	-0.252 ^a [-1.83]	-0.322 ^b [-2.16]	-0.481 ^a [-1.91]	-0.576 ^a [-1.81]	-0.239 ^b [-1.97]
L.debpib	0.074 ^c [1.45]	0.044 [1.58]							
L.stdebpib	0.159 ^b [2.15]					0.214 ^c [3.14]	0.319 ^c [2.96]	0.382 ^c [2.73]	0.175 ^c [2.95]
L.stdebtbankpib			0.312 ^c [3.10]						
L.stdebtreser				-0.00001 [-0.04]					
L.stdebrex					0.051 ^c [3.51]				0.084 ^b [1.97]
L.aperk_media						0.010 ^b [2.05]			
L.aperk_media+2(d.e.)							0.015 [1.54]		
L.aperk_media+3(d.e.)								0.018 [1.40]	0.072 ^c [4.42]
Contagio									
Log-Likelihood	-199.7	-195.9	-197.22	-203.4	-195.6	-193.0	-193.0	-193.0	-177.5
LR-prueba (prob>x2)	0.011	0.023	0.030	0.005	0.008	0.050	0.051	0.051	0.047
Pseudo-R ²	0.077	0.095	0.089	0.060	0.096	0.108	0.108	0.108	0.179
Observaciones	968	944	930	943	935	903	903	903	856

NOTA: Los números en paréntesis son estadísticos z asociados con el coeficiente subyacente siendo cero.
^a Significancia al 10%. ^b Significancia al 5%. ^c Significancia al 1%.

donde ϕ denota la función de densidad de probabilidad normal estándar y X_i son las diferentes variables independientes (características). Estos efectos marginales pueden calcularse para diferentes valores de X aunque en este caso se evalúan en la media, a excepción de la variable *aperk*, cuyo efecto marginal es evaluado en tres instancias de apertura al capital foráneo.

El primer resultado que salta a la vista es el efecto marginal del déficit en cuenta corriente, casi 30 puntos porcentuales sobre la probabilidad de una crisis de flujos de capital. Este efecto es estadísticamente significativo y relativamente estable a lo largo de las diferentes estimaciones. La magnitud de este efecto es considerable, similar al encontrado por Rodrik y Velasco (1999) y sustancialmente diferente del informado por Edwards (2006). Esto puede deberse, entre otras cosas, a que el presente trabajo se limita a una muestra de países emergentes, en tanto que el ejercicio de Edwards (2006) incluye economías desarrolladas que pueden acumular enormes déficit de cuenta corriente por largo tiempo sin experimentar crisis alguna (Estados Unidos en la presente década es un claro ejemplo).

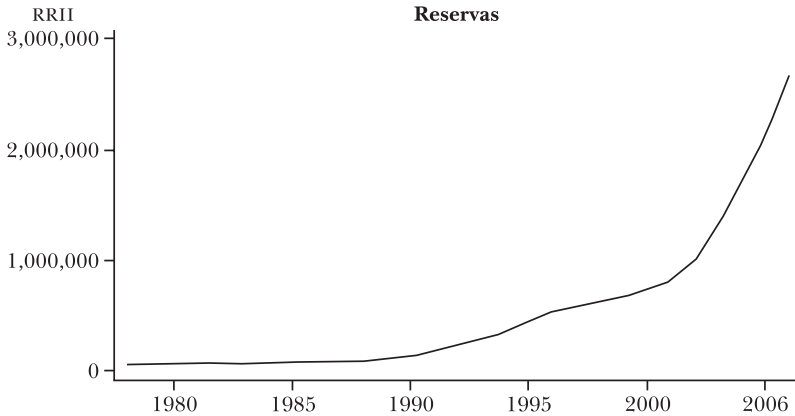
Del ejercicio también resulta que en la primera estimación el saldo de deuda externa/PIB aporta unos 7.4 p.p. a la probabilidad de crisis, pero su importancia desaparece tan pronto como se incluyen las medidas de liquidez capturadas por el saldo de la deuda de corto plazo. Esto aporta nueva evidencia en favor de la hipótesis de iliquidez como catalizador de los frenazos súbitos.

En efecto, la relación deuda de corto plazo/PIB aporta entre 16 p.p. y 38 p.p. a la probabilidad de ocurrencia de crisis. Al interior de esta medida de iliquidez parece ser el componente de deuda con bancos comerciales el de mayor importancia (31 p.p.). Las demás medidas de liquidez resultan menos importantes. En particular, la relación deuda de corto plazo/reservas parece no jugar un papel definitivo en la probabilidad de ocurrencia de crisis. Este último resultado difiere del encontrado inicialmente por Redelt y Sachs (1998), lo cual puede explicarse por que ésta es la única medida de liquidez incluida por los autores, corriendo el riesgo de atribuir a dicha relación la importancia de otras medidas de liquidez como las utilizadas aquí.

Nuestra interpretación de este resultado va en la dirección de juzgar insuficiente más que irrelevante la acelerada acumulación de reservas observada desde finales de los años noventa que se aprecia en la gráfica IV, fenómeno también conocido como “nuevo mercantilismo” (Aizenman y Lee, 2007; Durdu, Mendoza y Terrones, 2007). La razón para esto es que la demanda

por reservas es una instancia posterior a la liquidación prematura de las inversiones reseñada en la sección IV. Así, un adecuado nivel de reservas constituiría una condición *necesaria*, más no *suficiente* para prevenir la ocurrencia de crisis. En última instancia, si el deudor resulta ilíquido, el nivel de reservas será irrelevante, pues no habrá recursos para demandar divisas y pagar las deudas no renovadas. Este resultado está en línea con lo sugerido recientemente por Calvo (2006), quien reclama la necesidad de mecanismos efectivos para hacer buen uso de las reservas en momentos de crisis.

GRÁFICA IV. EL “NUEVO MERCANTILISMO”: ACUMULACIÓN DE RESERVAS TOTALES DE LAS ECONOMÍAS INCLUIDAS EN LA MUESTRA, 1980-2006



FUENTE: Cálculos propios a partir de IIF.

Por otro lado se evaluaron los efectos marginales para diferentes niveles de la variable *aperk* con el fin de inspeccionar la relación entre el grado de apertura al capital y la probabilidad de crisis (se evaluaron los efectos marginales en la media de *aperk*, la media más una desviación estándar y la media más dos desviaciones estándar). Si bien los resultados presentados en el cuadro 1 parecen atribuirle poca relevancia a cambios en el grado de apertura al capital (similar a lo informado por Edwards, 2006), su efecto indirecto parece considerable. Esto puede apreciarse a través de las probabilidades marginales de la cuenta corriente/PIB y la deuda de corto plazo/PIB que aumentan significativamente en la medida en que se evalúan para valores superiores de *aperk*. Este resultado sugiere que la mayor apertura al capital puede incrementar la probabilidad de experimentar crisis en tanto que amplifica las consecuencias de desequilibrios en la cuenta corriente y en el perfil de madurez de la

deuda externa. Sin embargo, *aperk* no mide directamente el efecto de operar bajo distintos regímenes cambiarios, lo que en algunos casos puede tener implicaciones sobre el grado de apertura al capital y por lo tanto sobre la probabilidad de sufrir crisis y sus consecuencias (Tamayo, 2005)

El último resultado que merece ser discutido es el efecto que tiene la variable *contagio* (*dummy*) sobre la probabilidad de crisis. Para este fin se debe hallar el cambio en la probabilidad de crisis cuando *contagio* pasa de cero a 1, lo que implica el siguiente cálculo:

$$\Delta = \Phi(\alpha + \beta X_i + \delta) - \Phi(\alpha + \beta X_i)$$

donde Φ es la función de distribución acumulada normal estándar y δ es el coeficiente estimado de la variable *dummy* respectiva (*contagio*).

Al incluir esta variable en la estimación, se encuentra que cuando algún país experimenta crisis en sus flujos de capital, la probabilidad de los demás países de enfrentar un frenazo súbito en el mismo año se incrementa en cerca de 7 p.p. Este efecto es considerablemente mayor al encontrado por Edwards (2006) a pesar de que sus estimaciones se concentran principalmente en el contagio de tipo regional.

El ejercicio empírico aquí planteado confirma algunos de los resultados encontrados en la literatura sobre crisis financieras como el efecto cuenta corriente y la hipótesis de iliquidez, resaltando el papel de la relación deuda externa de corto plazo/PIB y especialmente su componente contratado con bancos comerciales. Además de esto, el ejercicio cuestiona el papel que juega la acumulación de reservas en reducir la incidencia de crisis de flujos de capital, lo cual no quiere decir que dicha acumulación no sea efectiva en la prevención de corridas contra la moneda. Finalmente, los resultados presentan nuevas interpretaciones de cómo interactúa el grado de apertura al capital con la ocurrencia de crisis a través de los desbalances externos al tiempo que atribuye al contagio una probabilidad marginal mayor a la encontrada en otros trabajos.

VI. EL CASO DE COLOMBIA

En Colombia, el debate sobre la incidencia de crisis de flujos de capital se ha concentrado sobre los controles de capital como herramienta para reducir la vulnerabilidad frente a choques externos. Los trabajos que se han hecho alrededor del tema, en su

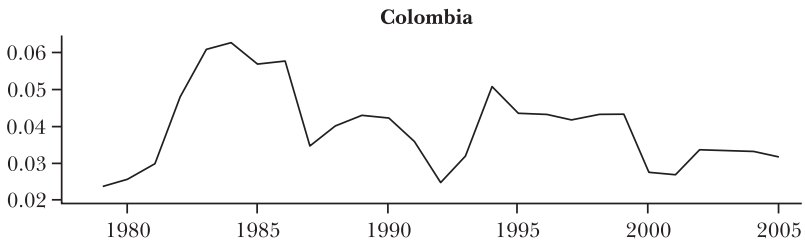
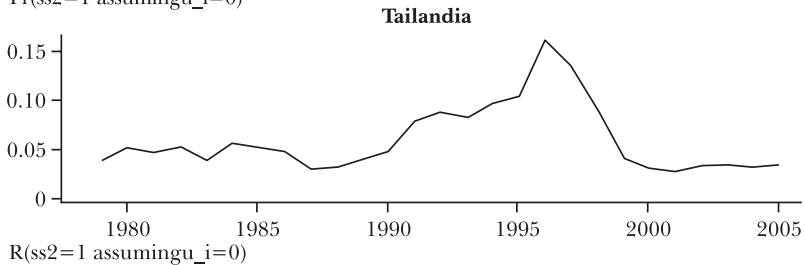
mayoría empíricos, han concluido principalmente que: *i*) los controles de capital en Colombia han afectado la cantidad y el perfil de madurez de los flujos de capital, y *ii*) dichos controles han dado mayor control monetario y cambiario (Rincón, 1999; Cárdenas y Steiner, 2000; Villar y Ffrench-Davis, 2004). Estos resultados han llevado a algunos autores a concluir que: “los controles de capital (han sido) una herramienta de política deseable para reducir la vulnerabilidad de un país frente a reversiones en los flujos de capital.” (Ocampo y Tovar, 2003.)

La primera conclusión de este puñado de estudios encuentra sustento teórico en la extensión al modelo de Rodrik y Velasco (1999) aquí planteada. Sin embargo, hace falta investigar sobre una implicación clave de los controles de capital; que tanto afectan la cantidad y a partir de que niveles afectan el perfil de madurez.

Ahora bien, una vez estudiadas las principales variables que ayudan a determinar la probabilidad de enfrentar una crisis de flujos de capital, resulta útil analizar su evolución para el caso colombiano. Esto con el fin de identificar en qué campos se ha avanzado y en cuáles hay distancia por recorrer en el camino de reducir la vulnerabilidad externa del país. La gráfica V presenta la evolución de la probabilidad estimada para el caso de Colombia, que con fines ilustrativos se acompaña de la probabilidad estimada para Tailandia en el período 1980-2006.

GRÁFICA V. PROBABILIDAD ESTIMADA DE CRISIS: COLOMBIA Y TAILANDIA, 1980-2005

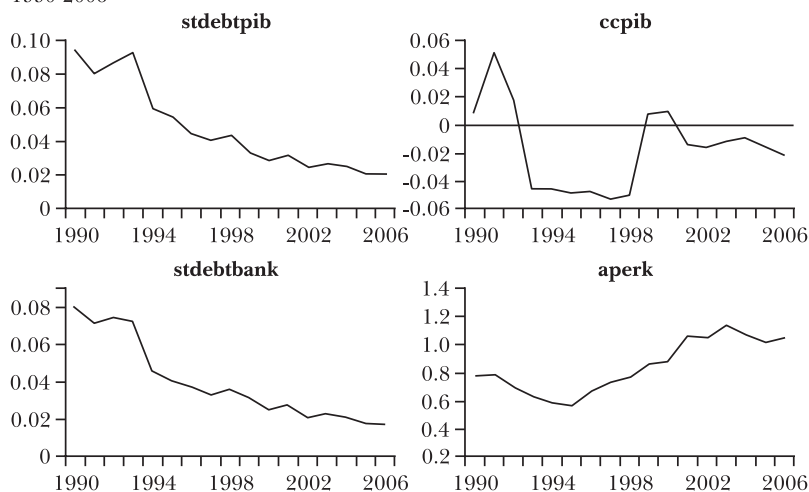
$Pr(ss2=1 \text{ assuming } u_i=0)$



FUENTE: Estimaciones propias.

Como ya se ha visto, el indicador más común en este tipo de estudios es el que tiene que ver con la cuenta corriente. En este frente Colombia ha avanzado algo, aunque las cifras recientes señalan un nuevo deterioro por causa de la explosión de las importaciones, (ver gráfica VI). Sin embargo este nuevo auge importador presenta algunas diferencias con respecto al observado en los años noventa, particularmente por el alto componente de bienes de capital que viene alimentando la expansión sostenida de la inversión privada durante los últimos años.

GRÁFICA VI. COLOMBIA: EVOLUCIÓN DE LOS DETERMINANTES DE CRISIS, 1990-2006



FUENTES: Cálculos propios a partir de IIF; Lane y Milesi-Ferretti (2006); y Banco de la República.

Adicionalmente el país ha venido recomponiendo sistemáticamente el perfil de madurez de su deuda externa, especialmente aquella contratada con bancos privados. Como lo señala el indicador de deuda de corto plazo sobre PIB en el cuadro 1, esto debería traducirse en una menor probabilidad de crisis financieras especialmente al mitigar el efecto de los déficit en cuenta corriente y del saldo en la deuda de corto plazo.

Finalmente, en lo que se refiere al grado de apertura al capital, la economía colombiana ha venido recorriendo el camino hacia un mayor nivel de apertura con excepción de los años 2004-2006, cuando se retomó el requerimiento de permanencia mínima al capital de portafolio. Más aún, la imposición en el presente año de nuevos controles al endeudamiento de corto plazo (siguiendo la racionalidad expuesta en la segunda sección

de este trabajo) seguramente traerá consigo una caída sustancial en este indicador de apertura al capital.

VII. CONCLUSIONES Y LECCIONES DE POLÍTICA

En este artículo se han reseñado brevemente algunos de los trabajos más relevantes en materia de choques a la cuenta de capital. En ellos se identifican elementos comunes como el papel del déficit en cuenta corriente y el perfil de madurez de la deuda externa. Este estudio se encuentra en línea con estimaciones más recientes que, además de las variables tradicionales, incorporan algunas relacionadas con la movilidad del capital y el comportamiento de los acreedores. Algunos resultados previos de la literatura son confirmados luego de este ejercicio, aunque otros son cuestionados en significancia estadística y magnitud.

Los principales resultados del ejercicio empírico sugieren que las políticas implementadas recientemente que buscan reducir los desbalances externos y recomponer el perfil de madurez de la deuda externa son consistentes con una menor probabilidad de enfrentar crisis financieras. Sin embargo, en el presente trabajo se encuentra evidencia preliminar que desvirtúa la acumulación de reservas como mecanismo para reducir la probabilidad de sufrir frenazos súbitos (que no la de experimentar crisis cambiarias). Estas conclusiones plantean inquietudes respecto a la forma como las economías emergentes han venido liberalizando su cuenta de capitales y a la sabiduría convencional que aboga por la acumulación de reservas.

La apertura financiera acelerada, sin el debido avance en el marco insitucional le ha dado preponderancia a medidas de prevención, como la acumulación de reservas y el manejo activo de la cuenta de capitales a través de controles de variada índole. Actuar en estas dos direcciones aumenta la liquidez, sin embargo no se puede afirmar contundentemente que son un blindaje contra las crisis.

En último caso, este tipo de medidas de carácter preventivo y, a veces, reactivo, no sustituyen el desarrollo del esquema regulatorio y de supervisión que evitan la toma excesiva de riesgos, lo que se traduce en un menor impacto de los choques externos sobre la economía.

Finalmente el ejercicio presenta evidencia a favor de que el efecto *contagio* es más relevante de lo que se ha encontrado en otros ejercicios que incluyen países industrializados en su

muestra. Esta conclusión parece consistente con la hipótesis de que las economías emergentes son más vulnerables a la ocurrencia de crisis en economías de características similares. En adelante, este tipo de fenómenos sería un interesante foco de investigaciones, así como su interacción con algunas de las variables incluidas en los modelos tradicionales de probabilidad de crisis.

Colombia ha venido avanzando en gran parte de los indicadores que parecen determinantes de la probabilidad de frenazos súbitos. En particular este ha sido el caso de la deuda de corto plazo, cuyos índices han bajado sistemáticamente desde mediados de los años noventa. Sin embargo, los resultados del ejercicio aquí presentado invitan a reflexionar una vez más sobre el reciente deterioro de la cuenta corriente, cuyo déficit parece haber sido el efecto dominante en el último episodio de crisis a finales de la década pasada.

Anexo

CRONOLOGÍA Y TAXONOMÍA DE LAS CRISIS FINANCIERAS RECIENTES

<i>Episodio</i>	<i>Detonante</i>	<i>Choque externo</i>	<i>Contexto</i>	<i>Canales de transmisión</i>	<i>Países afectados</i>
México, 8 de agosto de 1982	México hace <i>default</i> sobre la deuda bancaria.	Precios de los <i>commodities</i> caen entre 1980-1985. Las tasas de corto plazo de EE.UU. se incrementan hasta 10%.	Déficit fiscal llegó en México hasta 16% del PIB; la mayoría de países de América Latina experimentaron crecientes déficit. Deuda externa creciente. Las bajas tasas de interés permitieron la financiación de la deuda sin necesidad de hacer ajuste fiscal, se perdió la credibilidad a principios de los ochenta.	Vínculos comerciales, exposición de bancos comerciales a América Latina.	Los únicos países en Latinoamérica que no repudiaron su deuda fueron Colombia, Costa Rica y Chile.
Finlandia, 8 de septiembre de 1992	Finlandia deja flotar el <i>markka</i> .	Las tasas de interés en Alemania aumentan, Dinamarca vota negativamente <i>Masstrich</i> .	El sistema de tasas de cambio, EMS, implica una adecuada coordinación monetaria. Fuertes vínculos comerciales entre los países europeos, problemas de pérdida de competitividad.	Vínculos comerciales y actividad de fondos de cobertura.	Todos los europeos.
México, 20 de diciembre de 1994	México anuncia devaluación del 15%.	La tasa de fondos del FED se incrementa 250pb desde enero de 1994.	Plan de estabilización basado en la tasa de cambio. Expansión crediticia apalancada en flujos externos de corto plazo. Creciente déficit en cuenta corriente. Insuficientes reservas.	Fondos mutuos vendieron especialmente papeles de Brasil y Argentina. Similitud en los planes de estabilización.	Argentina y Brasil. En Argentina se presentaron corridas bancarias.
Tailandia, 2 de julio de 1997	Se deja flotar el <i>bath</i> tailandés.	Depreciación desde 1995 del <i>yen</i> frente al dólar, lo cual significó una apreciación del <i>bath</i> frente al <i>yen</i> . Un conglomerado coreano se declara en bancarrota.	Tasas de cambio intervenidas o fijas. Abundante liquidez y entrada masiva de capitales de corto plazo que aumentaron la toma excesiva de riesgos. Apreciación real sostenida y abultados déficit en cuenta corriente. Bajo nivel de reservas.	Los vínculos comerciales y más importante aún, la exposición de los bancos japoneses a los países del sureste asiático.	Tailandia, Malasia, Corea, Filipinas, Indonesia.

Rusia, 17 de agosto de 1998	Se devaluó el rublo, se declara moratoria de los bancos comerciales y se cesan pagos de bonos soberanos.	Caída de los precios del petróleo y materias primas. En julio el FMI ya había anunciado un paquete de USD 22 mil millones.	La estabilización rusa se realizó con un programa basado en la tasa de cambio, pero la situación fiscal no mejoró y el ambiente político era adverso a las reformas. Vacío institucional. Ingreso masivo de capitales de corto plazo y endeudamiento agresivo del gobierno en papeles de corto plazo. En noviembre de 1997 se atacó la moneda. Toma excesiva de riesgos. Quiebra en septiembre LTCM.	Fondos mutuos propagaron la crisis a otros emergentes.	Brasil, Hong Kong y México los más afectados.
Brasil, noviembre de 1998-enero de 1999	3 de enero de 1999, Brasil devaluó el real y en febrero deja flojar la moneda. El estado de Minas Gerais repudia su deuda.	Las crisis anteriores significaron pérdidas cuantiosas de reservas, entre julio y diciembre se perdieron USD30 mil millones.	Plan Real para estabilizar la economía y superar la hiperinflación. Déficit gemelos, situación fiscal débil, muy dependiente del señoreaje y estructura tributaria precaria. Apreciación real persistente.	Se transmitió con fuerza a Argentina debido a sus lazos comerciales.	Argentina y Brasil. En Argentina se presentaron corridas bancarias.
Argentina, 23 de diciembre de 2001	<i>Default</i> de deuda soberana. En febrero de 2002 se liberó el peso.	La defensa de la moneda en las otras crisis significó una fuerte contracción de la liquidez. Pérdida de competitividad frente a Brasil.	La caja de convertibilidad desinfló a la economía pero fue muy restrictiva en términos monetarios. No hubo disciplina fiscal y el país se endeudó excesivamente. Elevada dolarización de la economía desató una crisis de liquidez. Corridas bancarias en el pasado.	No se diseminó con fuerza. Fue anticipada y los capitales ya habían salido masivamente de países emergentes.	

Fuente: Elaboración propia.

REFERENCIAS

- Agénor, P. R., y P. Montiel (1999), *Development Macroeconomics*, segunda edición, Princeton.
- Aizenman, J., y J. Lee (2007), "International Reserves: Precautionary versus Mercantilist Views, Theory and Evidence", *Open Economies Review*, vol. 18, nº 2, abril.
- Arellano, M., y S. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, vol. 58, pp. 277-97.
- Beck, N. (2001), *Panel and Time Series Cross-Section Data: Binary Dependent Variables*, Department of Political Science, University of California, San Diego.
- Caballero, C., y M. Urrutia (2006) *Historia del sector financiero colombiano en el siglo XX. Ensayos sobre su desarrollo y su crisis*, ed. Norma.
- Calvo, G. (2006), *Monetary Policy Challenges in Emerging Markets: Sudden Stop, Liability Dollarization and Lender of Last Resort*, NBER (Working Paper, nº 12788).
- Calvo, G., C. Reinhart y L. Leinderman (1993), "Capital Inflows and the Real exchange Rate Appreciation in Latina America; the Role of External Factors", *IMF Staff Papers*, vol. 40.
- Cárdenas, M., y R. Steiner (2000), "Private Capital Flows in Colombia", en F. Larraín (ed.), *Capital Flows, Capital Controls, and Currency Crises: Latin America in the 1990s*, U. of Michigan Press.
- Carvalho, B., y M. García (2006), *Ineffective Controls on Capital Inflows Under Sophisticated Financial Markets: Brazil in the Nineties*, NBER (Working Paper, nº 12283).
- Cavallo, E., y J. Frankel (2004), *Does Openness to Trade Make Countries More Vulnerable to Sudden Stops, or Less? Using Gravity to Establish Causality*, NBER (Working Paper, nº 10957).
- Chamberlain, G. (1984), "Panel data", en Z. Griliches y M. D. Intrilligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. II, Elsevier Science.
- Chang, R., y A. Velasco (2001), "A Model of Financial Crises in Emerging Markets", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 116, nº 2.
- Desai, P. (2003), *Financial Crisis, Contagion, and Containment*, Princeton University Press.
- Detragiache, E., y A. Spilimbergo (2004), "Empirical Models of Short-Term Debt and Crises: Do They Test the Creditor Run

- Hypothesis?”, *European Economic Review*, vol. 48, n° 2, pp. 379-89.
- Durdu, B., E. Mendoza y M. Terrones (2007), *Precautionary Demand for Foreign Assets in Sudden Stop Economies: An Assessment of the New Mercantilism*, NBER, mayo (Working Paper, n° 13123).
- Edwards, S. (2006), “Capital Controls, External Imbalances, Capital Flows and Contagion”, *Inter-American Seminar on Economics Informality, Corruption and Institutions*, NBER y Fedesarrollo, Bogotá, diciembre.
- Eichengreen B., y D. Leblang (2002), *Capital Account Liberalization and Growth: Was Mr. Mahatir Right?*, NBER (Working Paper, n° 9427).
- Forbes, K. J. (2003), *One Cost of the Chilean Capital Controls: Increased Financial Constraints for Smaller Traded Firms*, NBER (Working Paper, n° 9777).
- Giorgianni, L. (1997), *Foreign Exchange Risk Premium: Does Fiscal Policy Matter? Evidence for Italian Data*, FMI (Working Papers, n° 97/39).
- Heckman, J. (1981), “Statistical Models for Discrete Panel Data”, cap. 3 in C. Manski y D. McFadden (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data*, MIT Press, Cambridge, Ma.
- Kaminsky, G., C. Reinhart y C. Vegh (2003), *The Unholy Trinity of Financial Contagion*, NBER (Working Paper, n° 10061).
- Kaplan, E., y D. Rodrik (2001), *Did the Malaysian Capital Controls Work?*, NBER (Working Paper, n° 8142).
- Kindleberger, C. (1978), *Manias, Panics, and Crashes. A History of Financial Crises*, primera edición, Wiley, Nueva York.
- Krugman, P. (1979), “A model of balance of payments crisis”, *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 11, pp. 311-25.
- Lane, P., y G. Milesi-Ferretti (2006), *The external wealth of nations mark II: revised and extended estimates of foreign assets and liabilities 1970-2004*, FMI (Working Paper, n° 0669).
- López E., y F. Tenjo (2002), “Credit Bubble and Stagnation in Colombia, 1990-2001”, *Colombian Economic Journal*, vol. 1, n° 1.
- Ocampo, J. A., y C. Tovar (2003), “Colombia’s Experience with Reserve Requirements on Capital Inflows”, *Cepal Review*, vol. 81, diciembre.
- Ocampo, J., y S. Montenegro (2007), *Crisis mundial, protección e industrialización*, ed. Norma.
- Prasad, E. S., K. Rogoff, S.-J. Wei y M. A. Kose (2003), *Effects of Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence*, FMI, septiembre (Occasional Papers, n° 220).

- Redelt, S., y J. Sachs (1998), *The East Asian Financial Crisis: Diagnosis, Remedies, Prospects*, texto mimeografiado, Harvard Institute for International Development.
- Rincón, H. (1999), *Efectividad del control a los flujos de capital: un reexamen empírico de la experiencia reciente en Colombia*, Banco de la República, septiembre (Borradores de Economía, nº 132).
- Rodrik, D., y A. Velasco (1999), *Short-Term Capital Flows*, documento presentado en 1999 ABCDE Conference, Banco Mundial.
- Tamayo, C. (2005), *Capital Flows, Exchange Rates and Growth: Evidence from Developing Countries*, Master's thesis, University of Sussex.
- Tornell, A., y F. Westermann (2005), *Boom-Bust Cycles and Financial Liberalization*, The MIT Press.
- Villar L., y R. Ffrench-Davis (2004), *Real Macroeconomic Stability and the Capital Account in Chile and Colombia*, documento preparado para Project on Management of Volatility, Financial Globalization and Growth in Emerging Economies, ECLAC, junio.
- Wawro, G. (2006), *Advanced Topics in Maximum Likelihood: Models for Panel and Time-Series Cross-Section Data*, 2006 ICPSR Summer Program. Department of Political Science, Columbia University.

Valeria C. Castellanos

Comisiones en cajeros automáticos y su relación con el tamaño de la red en México

I. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este documento es analizar la relación entre el tamaño y desarrollo de la red de cajeros automáticos (ATM) de bancos en México y el cobro de comisiones sobre retiros en cajeros de otros bancos. Buscamos evaluar si existe una relación en ambos sentidos. Por una parte, los bancos podrían fijar su *foreign fee* en función del tamaño de su propia red: un banco con una mayor red propia de cajeros tendría incentivos para fijar una *foreign fee* alta y promover así el uso de su propia red, lo que a su vez podría tener el efecto de desincentivar el uso de la red interbancaria de cajeros automáticos a favor de las redes propias. En contraste, un banco con una red menor tendría incentivos para fijar *foreign fees* más bajas (o no cobrarlas en

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de V. C. Castellanos, Analista de Sistemas de Pagos, de la Gerencia de Sistemas de Pagos, del Banco de México. La autora desea agradecer a Sara G. Castellanos por su apoyo y orientación en el diseño, elaboración y revisión de este estudio, sin lo cual no hubiera sido posible desarrollar este proyecto. Agradece también a Francisco Solís por sus sugerencias y comentarios, los cuales sin duda enriquecieron este documento. Las opiniones expresadas en este estudio no necesariamente reflejan las del Banco de México. Correo electrónico: <vcastellanos@banxico.org.mx>.

absoluto) para que sus clientes tengan mejor acceso a los cajeros automáticos. Por otra parte, y siguiendo los argumentos de Stavins (2000) y McAndrews (2003), los bancos podrían fijar una *foreign fee* para cubrir el costo de la expansión de su propia red de cajeros. De ser cierta esta hipótesis, encontraríamos una relación significativa entre el monto de la *foreign fee* y el tamaño o el crecimiento de la red de cajeros. Para analizar ambas relaciones, estimamos modelos que explican las variables en cuestión como una función de las características de los bancos. Descontando el efecto de las particularidades de cada banco sobre el monto de la *foreign fee* y el tamaño de la red de cajeros, analizamos si cada una de estas variables tiene algún impacto sobre la otra.

Desde su introducción en el mercado bancario, los cajeros automáticos han cobrado cada vez más importancia en la provisión tanto de efectivo como de otros servicios bancarios y financieros. Su uso representa ventajas tanto para las instituciones financieras como para los usuarios. Para los bancos, la provisión de efectivo mediante un cajero automático es mucho menos costosa que vía ventanilla. Para los consumidores, la disposición de efectivo es más rápida que en la ventanilla de la institución financiera. Además, con la ubicación de cajeros automáticos en lugares muy concurridos (como centros comerciales, supermercados o cines), el uso de este tipo de tecnología ofrece cada vez mayor comodidad a los tarjetahabientes. Esto se debe en buena medida a que la interconexión de los cajeros automáticos en una red común facilita a los tarjetahabientes el uso de cajeros automáticos en lugares de mayor conveniencia. Por esta razón, en varios países se observa que casi todos los bancos que ofrecen cuentas vinculadas a tarjetas de débito ofrecen también el servicio de cajeros automáticos. Este patrón también se aprecia en México, en donde de los 23 bancos que ofrecen operaciones con tarjetas en cajeros automáticos (propios o de otras instituciones), 20 poseen cajeros automáticos propios, y el resto usa los servicios de otra institución financiera para ofrecer a sus clientes el uso de cajeros automáticos.

Dentro de la literatura sobre cajeros automáticos, se ha debatido ampliamente sobre el impacto del cobro de comisiones sobre transacciones en cajeros automáticos. Varias investigaciones teóricas han explorado escenarios donde las comisiones sobre transacciones interbancarias se destinan a la expansión de la red de cajeros automáticos o a la provisión de servicios de mayor calidad o con valor agregado a los tarjetahabientes. Más aún, numerosos modelos teóricos que estudian el establecimiento

de redes de cajeros sustentan que estas comisiones, cuando se dirigen a la expansión de la red, incrementan no sólo el bienestar del mercado en su conjunto, sino en particular el bienestar del tarjetahabiente. Sin embargo, dentro del análisis empírico se ha encontrado evidencia tanto a favor del impacto positivo de estas comisiones sobre las redes de cajeros, como evidencia que refuta dicho efecto. Además, no existe evidencia que vincule directamente el ingreso por dichas comisiones con la colocación de un mayor número de cajeros automáticos. En el caso particular de México, no tenemos conocimiento de que se haya elaborado algún análisis referente a la relación entre la *foreign fee* y las características de los bancos o el desarrollo de sus respectivas redes de cajeros. Por ello, y como detallaremos más adelante, en este documento proponemos un primer análisis de los factores que motivan el nivel de la *foreign fee* cobrada por los bancos en México, así como el vínculo de ésta con el desarrollo de las redes de cajeros, y los factores adicionales que inciden sobre el crecimiento de dichas redes.

Los bancos introdujeron en México los primeros cajeros automáticos en 1973.¹ En los primeros años de operación, los cajeros automáticos no se encontraban interconectados, por lo que no era posible usar cajeros de bancos distintos al que emitió la tarjeta. Durante la década de los ochenta, la mayoría de los bancos que operaban cajeros automáticos (a excepción de Banamex y Bancomer) interconectaron sus cajeros en una red común (RED) que permitía el uso de cualquier cajero afiliado a la RED aún cuando no perteneciera al emisor de la tarjeta. Varios años después, Banamex y Bancomer interconectaron sus redes, y finalmente en la década de los noventa dichos bancos interconectaron sus cajeros automáticos a la RED, permitiendo el uso de tarjetas bancarias en cajeros automáticos de casi todos los bancos en México. Además, la RED se encuentra a su vez interconectada a las redes internacionales Visa y MasterCard, la cual permite usar tarjetas emitidas en México con alguna de las dos marcas en cajeros automáticos internacionales, y de igual forma usar tarjetas de Visa o MasterCard emitidas en el extranjero en cajeros automáticos en México conectados a la RED.

Es interesante notar que, antes de que se interconectarán los bancos del sistema, era poco frecuente el cobro de comisiones sobre los retiros en cajeros automáticos. Al paralelo de esta interconexión inició el cobro de comisiones sobre retiros en cajeros ajenos por parte de los bancos que en ese entonces tenían

¹ Condusef (2006).

mayor participación de mercado. Durante varios años los bancos pequeños y medianos no cobraron este tipo de comisiones, pero eventualmente también adoptaron la práctica de cobro de estas comisiones. En la actualidad, todos los bancos emisores que permiten transacciones interbancarias cobran este tipo de comisiones sobre los retiros de efectivo en cajeros de otros bancos, que se denominan “*foreign fee*”, a excepción de American Express (cuadro 1). Dentro de la literatura que analiza las comisiones en cajeros automáticos, varios autores han sugerido que los bancos cobran *foreign fees* como una fuente de recursos para expandir su red propia de cajeros, o como un instrumento para que los clientes decidan no realizar transacciones interbancarias. Sin embargo, dado el desarrollo de las redes de cajeros y sus comisiones en México, es posible que algunos bancos hayan elegido cobrar *foreign fees* por ser una práctica común entre la banca y no como parte de una estrategia para expandir su base de clientes, ya que en realidad a los bancos más pequeños les convendría, al menos temporalmente, no cobrar *foreign fees* para incentivar a más personas y empresas a abrir una cuenta en dichos bancos. Cabe observar que independientemente del sentido de que pudiera darse alguna causalidad entre el tamaño de los bancos o las redes de cajeros y el cobro de la *foreign fee*, el

CUADRO 1. PARTICIPACIÓN PORCENTUAL EN EL VOLUMEN DE RETIROS DE EFECTIVO EN CAJEROS AUTOMÁTICOS DE OTROS BANCOS, Y FOREIGN FEES, JUNIO DE 2007

<i>Banco</i>	<i>Retiros (%)</i>	<i>Foreign fee (MXN)</i>	<i>Banco</i>	<i>Retiros (%)</i>	<i>Foreign fee (MXN)</i>
A	26.42	20.00	L	0.51	18.00
B	15.95	20.30	M	0.46	17.00
C	15.76	19.81	N	0.11	10.00
D	14.86	19.00	O	0.04	18.00
E	13.36	19.00	P	0.03	12.00
F	4.73	12.00	Q	0.03	20.00
G	4.39	18.00	R	0.03	0.00 ^a
H	1.17	12.20	S	0.01	^b
I	1.02	13.00	T	^b	18.00
J	0.59	15.00	U	^b	10.00
K	0.52	7.25	V	^b	10.00

NOTA: Participaciones en función del volumen de transacciones del segundo trimestre de 2007.

^a Los tarjetahabientes de American Express pueden realizar retiros en cajeros automáticos de Inbursa, sin enfrentar una *foreign fee*. ^b Información no disponible por el momento.

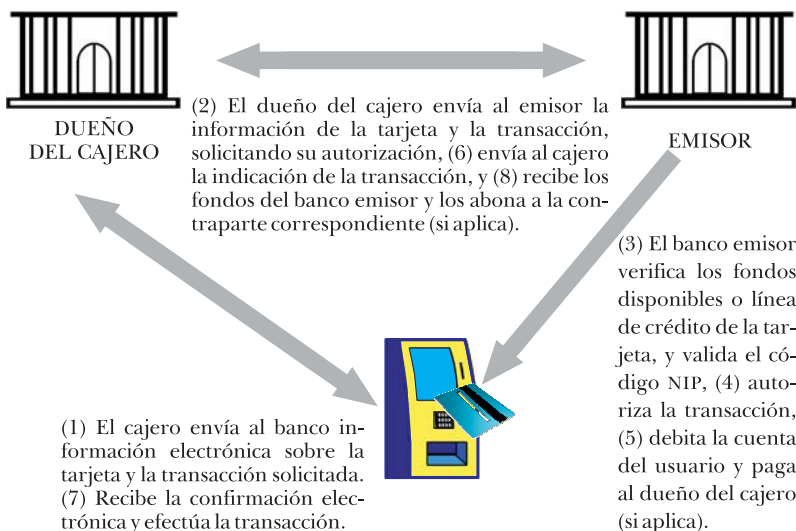
cuadro 1 sugiere una relación entre la operación interbancaria en cajeros automáticos y el monto de sus *foreign fees* en los bancos mexicanos.

El resto del documento se desarrolla de la siguiente manera. A continuación se describe el esquema de operación en una red de cajeros automáticos, los servicios ofrecidos por éstos, las particularidades de los cajeros instalados fuera de sucursal, y las características de dicha infraestructura en México. La segunda sección presenta las características de las comisiones cobradas en cajeros automáticos en México y otros países. La tercera sección analiza la relación entre las comisiones y el desarrollo de las redes de cajeros automáticos; en este apartado describimos la bibliografía existente en materia de comisiones en cajeros automáticos, así como los dos modelos desarrollados en este documento. La última sección concluye los hallazgos del presente análisis y enumera aspectos adicionales interesantes en materia de cajeros automáticos y comisiones.

1. Operación de una red de cajeros automáticos

Una transacción en un cajero automático involucra desde dos y hasta cuatro participantes, dependiendo de qué institución u organización emite la tarjeta y es dueña del cajero automático. En la configuración más sencilla, el dueño del cajero automático

ESQUEMA 1. FLUJO DE INFORMACIÓN EN UNA RED DE TRES PARTES DE CAJEROS AUTOMÁTICOS



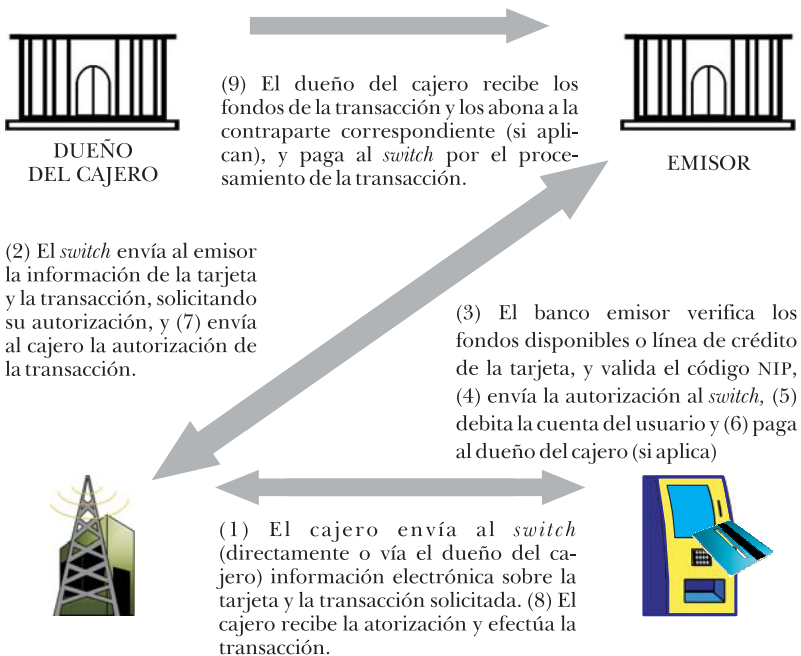
también es el emisor de la tarjeta; en este caso, las únicas partes de esta transacción son el tarjetahabiente y el dueño del cajero automático. Cuando el tarjetahabiente utiliza un cajero automático de otro banco o institución, además del tarjetahabiente y el banco emisor, la transacción involucra también al dueño del cajero automático.

Cabe señalar que en algunos países (como es el caso de Canadá o México), existen operadores de redes de pagos o *switches* que prestan el servicio de interconexión, procesamiento y transmisión de datos a los bancos. En el procesamiento y transmisión electrónica de la transacción, el *switch* procesa las operaciones correspondientes al dueño del cajero en un esquema de red de cuatro partes.

Los retiros en efectivo y las consultas de saldos y movimientos son las transacciones más frecuentes en los cajeros automáticos. Sin embargo, algunos cajeros permiten transferir fondos entre cuentas del tarjetahabiente, contratar domiciliaciones (débitos directos) y pagar ciertos servicios.

Cuando el tarjetahabiente inicia una transacción en un cajero automático, el cajero envía electrónicamente al dueño del cajero

ESQUEMA 2. FLUJO DE INFORMACIÓN EN UNA RED DE CUATRO PARTES DE CAJEROS AUTOMÁTICOS



(o al *switch*, en su caso), la información del tarjetahabiente (número de la tarjeta y código de identificación NIP) y de la transacción que solicita (tipo de transacción, monto de la transacción – si aplica –, contraparte de la transacción – si aplica –). Éste a su vez envía dicha información, junto con una solicitud de autorización, al emisor de la tarjeta. Si la información del tarjetahabiente es correcta y éste cuenta con los fondos suficientes para la transacción (en el caso de tarjetas de débito) o con la línea de crédito necesaria (para tarjetas de crédito), el emisor envía la autorización al operador; en su caso, debita la cuenta del tarjetahabiente,² y deposita el monto correspondiente a la contraparte de la transacción. Dicha contraparte puede ser el mismo emisor (por ejemplo, al pagar el saldo de una tarjeta de crédito), el operador del cajero (por ejemplo, en el caso de retirros en efectivo) u otra institución financiera (pago de tarjetas u otros créditos), o bien una cuenta a nombre de un tercero (pagos de servicios u otro tipo de transferencia de fondos a terceros). Posteriormente, el dueño del cajero (o el *switch*) envía la autorización al cajero automático, el cual procesa y registra la transacción solicitada, y devuelve la tarjeta al usuario. El débito de la cuenta del tarjetahabiente suele cargarse de manera inmediata. Usualmente la compensación de los fondos entre el banco emisor y el dueño del cajero se realiza una vez al día. El *switch* únicamente realiza el procesamiento, compensación y transmisión de datos electrónica pero no recibe los fondos de la transacción; el banco emisor transfiere directamente los fondos al dueño del cajero automático.

Para que un tarjetahabiente pueda utilizar cajeros automáticos de otros bancos, éstos deben estar interconectados a su banco emisor en una red común de cajeros automáticos. En la actualidad, en la mayoría de los países los bancos han establecido convenios y redes de interconexión entre sus cajeros automáticos, de tal manera que cada tarjetahabiente pueda utilizar los cajeros de casi todos los bancos del mundo. Incluso hay países como España y Estados Unidos, en donde existen bancos que han establecido convenios entre ellos para que sus tarjetahabientes tengan acceso a más cajeros con menores comisiones o reciban mejores servicios.

Típicamente, los dueños de cajeros automáticos incurren en

² En las consultas de saldos y movimientos, las solicitudes de estados de cuenta o la contratación de domiciliaciones no se debita la cuenta del cliente, ya que dicha transacción no representa un retiro, pago o transferencia de fondos en ese momento.

costos de mantenimiento del cajero y de la infraestructura de conexión a los cajeros, así como en costos por transacción asociados al envío y autorización electrónicos de las transacciones (que en su mayoría son variables, pues dependen del volumen de transacciones operado). Existen varios costos fijos en la operación de un cajero automático, tales como el costo de la ubicación física del cajero, la electricidad, la infraestructura tanto física como electrónica para la operación del cajero, e incluso el costo del propio aparato. Estos costos fijos permiten la existencia de economías de escala en las redes de cajeros automáticos, por lo cual el manejo de una red propia de cajeros resulta más costoso para los bancos cuyos clientes están más dispersos. De ahí surge el argumento de que, como lo enfatizan también Stavins (2000) y Knittel y Stango (2004), a los bancos más pequeños les convendría no cobrar *foreign fee* como una estrategia de diferenciación respecto de los bancos grandes para atraer a más tarjetahabientes y ampliar su base de transacciones en cajeros.

2. Cajeros automáticos fuera de sucursal

La mayoría de los bancos emisores ofrecen a sus clientes el servicio de cajeros automáticos dentro de su propia sucursal, como una alternativa más barata y estandarizada a la atención en ventanilla. Adicionalmente, para ofrecer mayor comodidad a sus usuarios, muchos bancos colocan cajeros automáticos fuera de su sucursal, en lugares concurridos como tiendas departamentales, supermercados, restaurantes, universidades, hospitales y centros comerciales. Los cajeros automáticos fuera de sucursal son más costosos para los bancos emisores que aquellos localizados en sucursal, tanto por los costos propios de mantenimiento y operación como por la renta que suele pagarse al dueño del lugar; aunque existen algunos casos en que el dueño del lugar es quien paga al operador del cajero automático para instalarlo.

3. Servicios que ofrecen los cajeros automáticos

La función principal de los cajeros automáticos, desde que se introdujeron al mercado, es que el tarjetahabiente pueda retirar efectivo sin necesidad de acudir a una caja en la sucursal bancaria. Además del retiro de efectivo, los cajeros casi siempre permiten consultar el saldo y los movimientos de la cuenta relacionada con la tarjeta.

En la actualidad, esencialmente gracias al avance tecnológico

en telecomunicaciones y electrónica, los cajeros automáticos cada vez cuentan con más funciones, y permiten realizar transacciones electrónicas sin uso de efectivo. Por ello, esperaríamos que el número de transacciones efectuadas en cajeros automáticos siga creciendo en el futuro, aún si disminuyera el número de retiros de efectivo. El cuadro 2 muestra las funcionalidades que tienen los cajeros automáticos en varios países.

Además, existen países (como el Reino Unido, México o Canadá) donde la legislación vigente obliga a las instituciones financieras a otorgar varios servicios gratuitos dentro de cuentas de depósito a la vista básicas; éstos suelen incluir, además de la emisión de una tarjeta de débito, la posibilidad de efectuar algunas operaciones en cajeros.

4. Cajeros automáticos en México

Se puede observar que tanto el número de cajeros automáticos como el valor de las transacciones en cajeros ha aumentado en los últimos años (cuadro 3). Entre 2003 y 2007 el número de cajeros aumentó 54%, con un crecimiento anual promedio de 11%, y el valor de las transacciones aumentó en 69%, con una variación anual de, en promedio, 14%. Sin embargo, el crecimiento en el volumen de las operaciones no ha sido tan alto. De 2005 a 2006, el número de transacciones en cajeros aumentó únicamente 7%, e incluso disminuyó de 2004 a 2005. Esta disminución podría atribuirse a una sustitución de las operaciones en cajeros automáticos (que constituyen principalmente retiros de efectivo) por transacciones en terminales punto de venta (TPV) con tarjetas bancarias, ya que se observa un marcado incremento en la tasa de crecimiento de las transacciones en TPV. De 2004 a 2005 se observa una disminución en el volumen de transacciones en cajeros automáticos, y un crecimiento de operaciones en TPV de 46% (el crecimiento del número de operaciones en TPV de 2003 a 2004 fue de 26%).

En promedio, los bancos en México mantenían 64% de sus cajeros fuera de sucursal a mediados de 2007. Existen cinco bancos que sólo mantienen cajeros dentro de sus propias instalaciones, y cinco bancos con 80% o más de sus cajeros fuera de sucursal. Los cinco bancos más grandes tienen entre 55 y 80% de sus cajeros fuera de la sucursal bancaria. No existe una relación sistemática entre el tamaño del banco y la proporción de la red de cajeros que se encuentra fuera de sucursal. Si bien los tres bancos con una mayor proporción de cajeros fuera de sucursal son de los bancos más pequeños (y con *foreign fee* relativamente

CUADRO 2. FUNCIONALIDADES DE CAJEROS AUTOMÁTICOS EN VARIOS PAÍSES

Operaciones ATM	Consultas:			Pago de recibos		Depósitos		Transferencias:		Solicitud de estados de cuenta	Recarga de monederos electrónicos
	Retiros	Saldo	Movimientos	Cuentas propias		A terceros					
Argentina	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ			
Bélgica	Otras funciones	SÍ	SÍ	SÍ	Depósitos con efectivo y cheques.	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ
Brasil	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ			
Canadá	Otras funciones	SÍ	SÍ	SÍ	Depósitos con efectivo y cheques.	SÍ	SÍ	SÍ			
Finlandia	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ	SÍ			SÍ
Hong Kong	Otras funciones	SÍ	SÍ	SÍ	Pago especial de recibos (giros)	SÍ	SÍ	SÍ			
Japón	Otras funciones	SÍ	SÍ	SÍ	Solicitud de préstamos	SÍ	SÍ	SÍ			

Préstamos, apertura y cierre de cuentas de depósito y de fondos mutuos de inversión, actualizaciones de estados de cuenta

Luxemburgo	sí	sí	sí	sí	sí	sí	sí
México	sí	sí	sí	sí	En una sola red de ATM	sí	sí
	Otras funciones					Compra de seguros, donaciones, compraventa de fondos de inversión, recarga de tiempo aire, ^a compra de dólares.	
Portugal	sí	sí	sí	sí	sí	sí	sí
	Otras funciones					Recarga de tiempo aire, pago de colegiaturas mensuales, apartado y pago de boletos de tren y teatro.	
Singapur	sí	sí	sí	sí	sí	sí	sí
	Otras funciones					Adquisición de acciones de instituciones financieras y de fondos de inversión, recarga de tiempo aire, solicitud de préstamos.	
Tailandia	sí	sí	sí	sí	sí	sí	sí
Reino Unido	sí	sí	sí	sí	sí	sí	sí
	Otras funciones					Solicitud de chequeras.	

FUENTES: Argentina: Banco Central de la República Argentina. Brasil: Información solicitada al Banco Central de Brasil. Canadá: asociación de bancos de Canadá e Interac. Japón: asociación de banqueros de Japón. Portugal: Banco de Portugal. Singapur: Información solicitada a la Autoridad Monetaria de Singapur. Tailandia: Informe Anual de Sistemas de Pagos. Demás países: CPSS.

^a Crédito para teléfonos móviles prepagados.

CUADRO 3. CAJEROS AUTOMÁTICOS Y TERMINALES PUNTO DE VENTA: NÚMERO DE TERMINALES, VOLUMEN Y VALOR DE TRANSACCIONES RESPECTIVAS

	Cajeros Automáticos				Terminales Punto de Venta			
	ATM	Volumen (miles)	Importe (millones)	Aumento volumen (%)	TPV	Volumen (miles)	Importe (millones)	Aumento volumen (%)
2003	17,758	1,104,162	823,745	-	146,029	169,849	96,444	-
2004	20,416	1,169,623	899,408	6	160,289	200,223	11,951	18
2005	22,900	1,244,438	1,052,459	6	201,852	242,173	150,414	21
2006	25,655	1,069,399	1,209,000	7	286,691	361,488	223,754	49
2007 (sep)	28,099				349,271			

FUENTE: Banco de México, Estadísticas de Sistemas de Bajo Valor.

baja), varios de los bancos más pequeños tienen la totalidad de sus cajeros dentro de sus instalaciones. La evidencia llevaría a pensar que los bancos pequeños con altos porcentajes de cajeros fuera de sucursal hayan establecido una estrategia orientada a la colocación de cajeros en lugares de fácil acceso al público como lo son las tiendas de conveniencia.

II. COMISIONES EN CAJEROS AUTOMÁTICOS

1. Clasificación de las diversas comisiones en cajeros automáticos

Para recuperar los diferentes costos por instalación y mantenimiento del cajero, así como por el procesamiento, autorización y envío electrónico de las transacciones, en las redes de cajeros suelen cobrarse comisiones a los tarjetahabientes y a los bancos o instituciones participantes. McAndrews (1998, 2003) clasifica las comisiones en redes de cajeros de acuerdo a quién enfrenta el cobro: las comisiones ‘al detalle’ (*retail fee*) son cobradas al tarjetahabiente, mientras que las comisiones ‘al por mayor’ (*wholesale fee*) son cobradas al banco o institución financiera.

La comisión al por mayor más común es la cuota de intercambio. Suele pagarla el emisor de la tarjeta al operador del cajero para cubrir el costo de la transacción que ofreció a su tarjetahabiente.

McAndrews (1998) y Stavins (2000) distinguen las comisiones al detalle que cobra el banco emisor y las que cobra el dueño del cajero.

- El banco emisor puede cobrar a sus tarjetahabientes por las transacciones efectuadas en cajeros propios.
- Cuando el cliente realiza transacciones en cajeros de otros bancos, su emisor puede cobrarle una comisión por uso de cajero ajeno, conocida como *foreign fee*. Suele argüirse que esta comisión cubre la interconexión con el operador del cajero, así como el posible pago de la cuota de intercambio al operador del cajero.
- El operador del cajero, además, puede cobrar al tarjetahabiente una comisión (conocida como sobrecargo) por utilizar su cajero.

En países donde existen *switches* que operan la red de cajeros,

éstos suelen cobrar comisiones por transacción a los bancos (como es el caso de Estados Unidos o México), o al tarjetahabiente (como es el caso de Interac en Canadá). En éste último caso, el *switch* cobra una comisión conocida como *network access fee* o comisión de acceso a la red a todos los usuarios de cajeros automáticos que no pertenecen a su banco emisor.

En años recientes ha habido mucho debate sobre quién debe cubrir los costos del procesamiento de dichas transacciones, así como el cobro de comisiones que cubran tales costos, y la distribución de los ingresos por dichas comisiones entre los participantes de las redes de cajeros; existen argumentos a favor y en contra del cobro de los distintos tipos de comisiones mencionados. Como se explicará más adelante, algunos investigadores, bancos pequeños y asociaciones de consumidores se oponen al cobro de comisiones por el uso de cajeros de otros bancos, argumentando que dichas comisiones distorsionan el mercado, envían señales equívocas a los consumidores, y obstaculizan el desarrollo y crecimiento de mayores redes de cajeros automáticos.

2. Comisiones en cajeros automáticos en México y otros países

En Australia, la estructura actual de comisiones incluye el cobro de cuotas de intercambio y de comisiones cobradas por el banco emisor al tarjetahabiente. El Banco de la Reserva de Australia presentó un estudio sobre comisiones en cajeros automáticos, donde argumenta que las cuotas de intercambio no proveen señales adecuadas de precios a los tarjetahabientes. A partir de dicho estudio, promovió la elaboración de un esquema de comisiones a partir del cual las comisiones por uso de cajeros se basen en principios de costos. Al momento de dicho estudio, la cuota de intercambio en Australia era de AUD 1.03.

En Canadá, el sobrecargo se conoce como cuota de conveniencia. No todos los bancos la cobran, pero sí la cobran todos los operadores independientes de cajeros; generalmente éstos últimos pagan una porción de la cuota de conveniencia al dueño del local donde se encuentra el cajero. Las cuotas de conveniencia fluctúan entre CAD 1.00 y 3.00. Como señalamos previamente, el tarjetahabiente es quien paga la cuota al *switch*, conocida como cuota Interac, de entre CAD 0 y 1.50.

El Banco de Suecia indica en un informe de 2004 que en este país suele cobrarse una comisión adicional por efectuar retiros fuera de horario hábil en cajeros propios; en cajeros ajenos, los

emisores siempre cobran *foreign fee*. Indican, además, que la cuota de intercambio vigente en ese año fue de SEK 5.14.

El *switch* que opera la red de cajeros para todos los bancos en Reino Unido pertenece a la organización LINK Interchange Network, propiedad de las 22 instituciones financieras británicas más grandes. LINK permite que cada banco fije las comisiones para sus tarjetahabientes o usuarios de sus cajeros, sujetos a varias reglas en cuanto a la transparencia de dichas comisiones. Esta red prohíbe el cobro doble por cada transacción; esto implica que no se puede cobrar un sobrecargo y una *foreign fee* al tarjetahabiente por una misma transacción.

En Estados Unidos se autorizó el cobro de sobrecargos en 1996, y aún hoy en día existe gran discusión tanto a favor como en contra de esta resolución. La facción en contra de éstos sostiene que a los clientes se les cobra lo mismo dos veces; una vez por parte de su banco (*foreign fee*) y otra por el banco dueño del cajero automático (sobrecargo). El Informe al Congreso sobre Instrumentos de Pago, que se elaboró basándose en información a 2002 de transacciones y cuotas realizadas en distintos medios e instrumentos de pagos, indica que el cobro de sobrecargos se difundió rápidamente desde 1996, si bien no hubo cambios significativos de ésta entre 2001 y 2002. Indica además que 90% de las instituciones con cajeros automáticos cobra este tipo de cuotas. El promedio de dicha cuota para el año 2002 se encontraba alrededor de USD 1.40.

En México, el banco emisor paga al dueño del cajero automático una cuota de intercambio de MXN 7.25. En el caso de las comisiones a tarjetahabientes, los bancos emisores suelen otorgar un número limitado de operaciones gratuitas en cajeros propios cada mes, y cobran una comisión por las operaciones que excedan el límite; algunos bancos suelen cobrar una comisión por todas las operaciones que hacen sus clientes en cajeros propios fuera de sucursal. Las comisiones por uso de cajero propio fluctúan entre cero y 12 pesos (menos de dos pesos en promedio) para consultas de saldo, y entre cero y veinte pesos (menos de cuatro pesos en promedio) para retiros de efectivo.

En lo que respecta a las transacciones en cajeros de otros bancos, la mayoría de los bancos en México cobra una *foreign fee* a sus tarjetahabientes, de entre MXN 7.25 y MXN 20.30; únicamente cuatro bancos no la cobran. En contraste, sólo cuatro bancos cobran sobrecargo a clientes de otros bancos, y fluctúa entre MXN 4.35 y MXN 26.08. Los cajeros de estos bancos son una fracción bastante baja del total de cajeros automáticos. Cabe resaltar que la mayor parte de los cajeros de estos bancos se encuentra

fuera de sucursal, principalmente en tiendas de conveniencia.

A diferencia de los sobrecargos, el cobro de la *foreign fee* en México podría tener un impacto significativo sobre el desarrollo de las redes de cajeros automáticos, dado que la gran mayoría de los bancos la cobra (en particular aquellos de mayor participación en el mercado). Además, la *foreign fee* que se cobra en México es alta cuando se compara con la que se cobra en algunos otros países (cuadro 4).

CUADRO 4. FOREIGN FEE, VARIOS PAÍSES

<i>País</i>	<i>Foreign fee (USD)</i>
Reino Unido	2.55
Estados Unidos	2.00
México (promedio ponderado)	1.68
Sudáfrica	1.33
Noruega	1.08
Australia	1.06
España	0.80
Canadá	Entre 0 y 1.39
Suecia	0.28
Holanda	0.00

Datos: España, y Noruega (2007), Holanda, Canadá, Sudáfrica (2006), Australia, Reino Unido y Estados Unidos (2005), Suecia (2004). Tipo de cambio: 16 de agosto de 2007.

FUENTES: Australia: Reserve Bank of Australia. Canadá: asociación de bancos de Canadá. España: Banco de España (información del portal de Internet). Estados Unidos: Dove Consulting Reserva Federal. Holanda: Wikipedia. Reino Unido: ABCMoney. Noruega: Norges Bank. Suecia: Guibourg, Segendorff (2004). Sudáfrica: Nacional Competition Commission.

III. RELACIÓN ENTRE LAS COMISIONES Y EL DESARROLLO DE LA RED DE CAJEROS

1. Literatura previa

En general, se ha cuestionado en años recientes qué tan necesaria es la imposición de cuotas de intercambio (CI), sobrecargos y *foreign fees* sobre transacciones interbancarias en cajeros automáticos. Por ejemplo, el Banco de la Reserva de Australia elaboró un estudio en 2000, donde señala que no hay un fundamento económico adecuado que indique la necesidad de cobrar una CI, o si debería eliminarse dicha comisión y fijar en su lugar un esquema más transparente de cobro directo al tarjetahabiente. Enfatizan que, dado que los tarjetahabientes no pueden

influir en el nivel de la CI, los bancos tienen incentivos para traspasarles todo el costo de la CI o incluso más, lo cual lleva a comisiones excesivas como las *foreign fees*. En este estudio, enfatizan la necesidad de que los cobros en las redes de cajeros (y también de pagos en mostrador) deberían negociarse tomando en cuenta los intereses de los usuarios finales de dichos servicios. La *Congressional Budget Office* (1998), oficina de presupuesto del congreso, de los Estados Unidos, identificó una tendencia de crecimiento de los sobrecargos conforme se interconectaron las redes de cajeros en Estados Unidos, a partir de lo cual reguladores y legisladores de este país se han preguntado si tal incremento afecta la competencia en el mercado de cajeros automáticos. Dada la poca claridad en los costos que cubren los operadores de los cajeros relacionados con transacciones interbancarias, no es claro si el cobro de una *foreign fee* es necesario para el desarrollo de las redes de cajeros.

Varios investigadores han desarrollado argumentos que sustentan el impacto negativo de las comisiones a tarjetahabientes por el uso de cajeros de otros bancos. Entre los trabajos teóricos, Bjørndal, Hamers y Koster (2004) elaboraron un modelo de juego cooperativo donde analizan la distribución de los costos transaccionales dentro de una red de cajeros; consideran que una mejor manera de redistribuir equitativamente los costos de tales transacciones es la cuota de intercambio. Massoud y Bernhardt (2000) desarrollan un argumento similar. Mediante un modelo espacial, demuestran que, siempre que los bancos puedan cobrar sobrecargos, establecerán redes más grandes de lo óptimo (o concentradas en zonas donde no se requiere un crecimiento adicional de la red) para atraer aquellos clientes que no desean pagar sobrecargos. Señalan que, si bien los sobrecargos permiten incrementar el acceso a servicios de cajeros, disminuyen el bienestar de los usuarios al “gravar” las transacciones de cajeros y, en consecuencia, sesgan el uso de cajeros hacia aquellos donde no tienen que pagar sobrecargo.³ Massoud, Saunders y Scholnick (2003) elaboran un modelo teórico mediante el cual demuestran que cuando todos los bancos cobran

³ Varios autores critican dicho sesgo argumentando que éste modifica la manera en que los bancos compiten entre sí. McAndrews (1998) indica que los clientes que desean evitar el pago de sobrecargos eligen bancos con más cajeros en vez de aquellos con mejores rendimientos sobre sus depósitos. Sin embargo, no indican la desventaja de este cambio en la estrategia de competencia entre bancos. Matutes y Padilla (1994), por el contrario, consideran como una ventaja el que los clientes elijan un banco en función de sus preferencias sobre los rendimientos o las comisiones.

sobrecargos, se incrementa la participación de mercado y los beneficios de bancos grandes, y se reduce la participación de mercado de bancos pequeños.

En contraste, los trabajos empíricos que han estudiado los factores que influyen en el tamaño de las redes de ATM han encontrado evidencia tanto positiva como negativa sobre el impacto de las comisiones sobre el desarrollo de dichas redes. En general, parece haber un consenso en cuanto a la existencia de efectos favorables y desfavorables de los sobrecargos y *foreign fees*. Por un lado, se argumenta que estas comisiones sesgan a los clientes hacia bancos con redes más grandes en detrimento de bancos pequeños, por lo que distorsionan el mercado. Entre los trabajos que apuntan a un impacto negativo de los sobrecargos y *foreign fees*, Knittel y Stango (2004) argumentan que este tipo de comisiones genera 'incompatibilidad parcial' entre las redes de cajeros de cada banco. Ellos encontraron evidencia de que tales comisiones disuaden a los tarjetahabientes del uso de otros cajeros al reducir las opciones disponibles al cliente, perjudicando a los usuarios. En otro estudio similar, indican que en mercados con alta densidad de población el efecto de la incompatibilidad es más fuerte. Stavins (2000) argumenta que los sobrecargos sí representan un costo por calidad de servicio y conveniencia de localización, mientras que los *foreign fees* únicamente tienen como función desincentivar el uso de cajeros de otros bancos. Ella señala, además, que los bancos más grandes fijan comisiones más altas que los bancos pequeños, distorsionando las señales que reciben los consumidores y sesgándolos a elegir bancos con mayores redes en vez de basarse en las características del producto de depósito a la vista. Este argumento también es enfatizado por McAndrews (2003). Ambos autores consideran que los sobrecargos y *foreign fees* alteran la naturaleza de la competencia entre bancos en el mercado de cuentas a la vista, pues reducen la sensibilidad de los clientes hacia las características de dichos productos.

McAndrews (2003) además encontró que el número de transacciones interbancarias en cajeros disminuyó después del establecimiento de sobrecargos en Estados Unidos, aún cuando el volumen total de operaciones creció. Este autor sostiene que a aquellos clientes que pagan sobrecargo y *foreign fee* en una misma transacción se les cobra dos veces el mismo servicio. Señala, además, que los bancos suelen establecer redes de cajeros más grandes del número óptimo (y frecuentemente en zonas ya cubiertas por otros bancos) para atraer clientes de bancos con menos cajeros que desean evitar el cobro de *foreign fees* y

sobrecargos. Hannan (2005) examina el efecto que han tenido las modificaciones a las reglas sobre sobrecargos en los Estados Unidos sobre la participación de mercado de instituciones bancarias de ese país. Encontró que la participación de mercado de los bancos grandes aumentó y la de los bancos pequeños se redujo una vez que los operadores de las redes de cajeros automáticos permitieron a los bancos cobrar sobrecargos.

Por otra parte, existen también autores que apoyan el cobro de sobrecargos y *foreign fees*. El principal argumento es que el cobro de dichas comisiones permite a los bancos expandir sus redes de cajeros, lo cual aumenta la disponibilidad de estos servicios y en consecuencia aumenta el bienestar de los usuarios dada la cercanía de los cajeros. Gowrisankaran y Krainer (2004) encontraron evidencia de que, en el agregado, el cobro de sobrecargos incrementa el bienestar del consumidor y disminuye el beneficio del banco, dejando el bienestar total sin cambios pero con efectos redistributivos significativos. Stavins también apoya el hecho de que, de no existir este tipo de comisiones, los bancos grandes no tendrían incentivos a extender en gran escala sus redes de cajeros automáticos. De esta manera, existiría una gran posibilidad de que los bancos pequeños no pudieran costear una red de cajeros automáticos y los bancos grandes no tuvieran incentivos para expandir las suyas. Con ello, los clientes de bancos pequeños elegirían cambiarse a bancos más grandes para tener acceso a redes de cajeros más amplias, perjudicando a los bancos más pequeños. McAndrews (2003) también sigue dicho argumento, indicando que los sobrecargos permitieron colocar cajeros automáticos en zonas demasiado costosas para el mantenimiento de cajeros. Knittel y Stango presentan evidencia de que, en algunos casos, este incremento en el beneficio compensa la reducción en bienestar ocasionada por la incompatibilidad. Mediante un modelo de precios hedónicos, explican los ingresos por comisiones en función de características propias del banco, la densidad geográfica de su propia red y de los competidores, indicadores de incompatibilidad y efectos fijos por banco y año. Señalan también que, dada la incompatibilidad que generan los bancos al cobrar *foreign fees*, mejoran las características de sus propios productos (ya sean servicios en cajero o características de las cuentas bancarias) para atraer más clientes, lo cual genera una mayor variedad y mejor calidad en los servicios para los clientes.

Stavins (2000) postula que el nivel de *foreign fee* no depende de los costos que enfrenta el banco, sino del tamaño del banco y su participación de mercado en la red local de cajeros automáti-

cos. Algunas de las razones por las cuales considera que podría existir una relación directa entre el tamaño del banco y el nivel de la *foreign fee* son:

- Las *foreign fees* se fijan para incentivar a los clientes del banco a que usen los cajeros del propio banco. Como los bancos más grandes suelen tener redes más grandes de cajeros, establecen obstáculos para evitar el uso de cajeros de otros bancos, y que se usen más los cajeros propios. Gracias a las economías de escala presentes en la tecnología de cajeros automáticos, los costos unitarios de las transacciones en cajeros automáticos disminuyen conforme aumenta el volumen de operaciones. Por ello, los bancos tienen incentivos para propiciar un mayor número de transacciones en sus cajeros.
- Los bancos más grandes pueden cobrar *foreign fees* más altas gracias a su poder de mercado.

En su documento, evalúa dicha hipótesis en función de los factores que influyen la fijación de comisiones por transacciones interbancarias en cajeros automáticos. Utiliza información de una encuesta a 235 instituciones financieras de 1997 para estimar un modelo con mínimos cuadrados ordinarios. Las variables consideradas son:

- Para medir el tamaño del banco y su red: activos del banco y número de cajeros automáticos propios, y proporción de los cajeros respecto a las sucursales.
- Para medir costos aproximados: salario promedio en cada banco.
- Variables dicotómicas por región y por tipo de banco.

Encontró que las comisiones en los bancos grandes son más altas que las que cobran los bancos chicos, pero dicho diferencial parece corresponder al beneficio adicional por la conveniencia de las redes de cajeros más grandes. Sus resultados no sustentan la hipótesis de que utilizan su poder de mercado para cobrar *foreign fees* más altas.

2. Metodología y datos

a) Factores que determinan los niveles de *foreign fees*

Para el presente análisis, empleamos un modelo explicativo similar al de Stavins (2000) y Knittel y Stango (2004), en el que

describimos las *foreign fees* cobradas en México en función de variables que caracterizan al banco en cuanto a su tamaño o participación de mercado, variables relacionadas con los costos que enfrentan los bancos, efectos fijos por año, y el número de cajeros automáticos de los bancos competidores. Dado que el análisis abarca únicamente el mercado de cajeros a nivel nacional y no hace distinción por localización geográfica, se adopta el supuesto de que todos los bancos son competidores directos entre sí en el mercado de transacciones en cajeros automáticos.⁴ Además, se verificó alternativamente el modelo utilizando el número de cajeros fuera de sucursal (tanto para cajeros propios como para competidores) en vez del total de cajeros.⁵

Idealmente, un modelo de precios que explicase la fijación de las *foreign fees* debería contener, como elemento principal, los costos enfrentados por los emisores cuando sus tarjetahabientes utilizan cajeros automáticos de otros bancos. Esto permitiría demostrar qué tanta relación existe entre la *foreign fee* y los costos enfrentados por las transacciones interbancarios, y explicar el remanente entre la comisión y el costo. Desafortunadamente no se cuenta con información de este tipo, por lo cual no es posible caracterizar de manera específica qué tanto de la *foreign fee* se atribuye a costos y cuánto a las demás características de los bancos. Por ello, y como discutiremos más adelante, estas estimaciones buscan identificar únicamente la existencia de una relación entre la *foreign fee* y las características ya mencionadas, y no una relación estricta de causalidad con dichas características. El modelo definitivo es:

$$F_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 A_{it} + \alpha_2 S_{it} + \alpha_3 Dep_{it} + \alpha_4 Capt_{it} + \alpha_5 Personal_{it} + \alpha_6 ATMpropios_{it} + \alpha_7 ATMotros_{it} + \alpha_9 Y_t + \varepsilon_{it}$$

Donde F_{it} es la *foreign fee* cobrada por el banco i en el periodo t ; A_{it} es su nivel de activos como indicador del tamaño del banco, de manera análoga a Stavins (2000), S_{it} es el número de sus sucursales, Dep_{it} es el número de cuentas de depósito a la vista, $Personal$ es el número de empleados, $Capt_{it}$ es el costo promedio de captación total, $ATMpropios_{it}$ es el número de cajeros automáticos del banco, $ATMotros_{it}$ es el número de cajeros

⁴ En Castellanos, Castellanos y Flores (2008) se analiza con detalle la localización geográfica de los cajeros automáticos en función de diversas variables geodemográficas y de infraestructura.

⁵ Se realizaron estimaciones adicionales incluyendo el número de tarjetas de débito, así como las demás variables en términos de participación porcentual de mercado. Ninguna alternativa resultó significativa.

automáticos de la competencia, y Y_i es una *dummy* por año.

El número total de cajeros automáticos y el número de cajeros fuera de sucursal para cada banco, así como el número de tarjetas de débito emitidas, provienen de la información trimestral que proporcionan los bancos al Banco de México. Los datos de activos, sucursales, personal, costo promedio de captación y cuentas de depósito a la vista se obtuvieron de los Boletines Estadísticos de la Banca Múltiple de la Comisión Nacional Bancaria y de Valores. La base de datos para la estimación contiene datos de 2003 a 2007 de 22 bancos que ofrecen el servicio de tarjetas de débito o débito diferido para uso en cajeros automáticos. Estimamos los valores mediante regresiones de efectos fijos, que resultaron más adecuados que los efectos aleatorios o internos, de acuerdo con los resultados de las pruebas de Hausman correspondientes.

*b) Análisis de los factores que influyen
en el desarrollo de las redes de cajeros*

Las asociaciones de bancos y algunos investigadores argumentan que el cobro de *foreign fees* y sobrecargos comisiones sobre transacciones interbancarias en cajeros automáticos tienen, a la larga, un efecto positivo sobre el mercado. Esto es cierto siempre que estas comisiones otorguen incentivos a los bancos para extender sus redes de cajeros automáticos y siempre y cuando no se ocasione una distorsión significativa en el mercado a raíz del cobro de comisiones. A partir de este planteamiento, cabe cuestionar si el cobro de estas comisiones realmente ha influido en el crecimiento de las redes de cajeros automáticos. Para analizar esta posibilidad, estimamos una ecuación que retoma la intuición de Knittel y Stango (2004) respecto a los factores que determinan la densidad de la red de cajeros automáticos, en la cual el tamaño de la red de cajeros automáticos se evalúa en función de la *foreign fee*, el tamaño del banco (para descartar el efecto de que bancos más grandes o con más sucursales suelen tener más cajeros automáticos), el número de cuentas de depósito a la vista (para eliminar la relación entre mayor participación en el mercado de cuentas y el número de cajeros necesario para ofrecer servicios a dichos cuentahabientes), y el tamaño de la red de cajeros automáticos de la competencia. De acuerdo con la hipótesis de Knittel y Stango, en un mercado con mayor concentración de cajeros automáticos de la competencia, los bancos extienden su red de cajeros para hacer frente a tal competencia dada la alta posibilidad de que los clientes elijan

un cajero de otro banco. Esto puede ocasionar que, incluso, extiendan su red de cajeros a un nivel mayor al óptimo.

Los modelos estimados son:

$$ATMpropios = \alpha_0 + \alpha_1 F_{it} + \alpha_2 A_{it} + \alpha_3 S_{it} + \alpha_4 Dep_{it} + \\ + \alpha_5 ATMotros_{it} + \alpha_6 Y_t + \varepsilon_{it}$$

$$ATMpropios_offsite = \alpha_0 + \alpha_1 F_{it} + \alpha_2 A_{it} + \alpha_3 S_{it} + \alpha_4 Dep_{it} + \\ + \alpha_5 ATMotros_offsite_{it} + \alpha_6 Y_t + \varepsilon_{it}$$

para analizar los cajeros propios totales y fuera de sucursal en función de las variables ya mencionadas en la sección previa. La motivación de ésta última es que, dados los argumentos sobre comisiones en transacciones interbancarias en cajeros, resulta interesante evaluar los factores que motivan a la instalación de cajeros automáticos más allá de las sucursales. Consideramos que el cobro de la *foreign fee* podría resultar relevante en el desarrollo de las redes de cajeros fuera de sucursal, pues dichos cajeros resultan más costosos para el banco que aquellos localizados dentro de alguna sucursal. Por una parte, como lo sugiere McAndrews (2003), cabe la posibilidad de que el banco elija destinar los ingresos adicionales percibidos por la *foreign fee* para expandir la red de cajeros a una zona donde normalmente sería demasiado costoso establecer un cajero automático. Por otra parte, para aquellos bancos que ubican cajeros automáticos en zonas relativamente más costosas, posiblemente existan más incentivos para fijar una *foreign fee* que disuada a los clientes de usar los cajeros ajenos y, en lugar de ello, recurran a sus cajeros.⁶ Finalmente, cabe la posibilidad de que no haya un nexo entre el desarrollo de las redes de cajeros y el cobro de *foreign fees*.

Es importante resaltar que los modelos presentados no implican que haya una relación estricta de causalidad de las variables independientes hacia la variable dependiente. En lugar de ello, y como lo sugieren también Knittel y Stango (2004), ambos modelos pretenden identificar si la relación entre las variables a explicar y las variables dependientes es significativa, con el propósito de establecer un marco analítico que amplíe nuestra

⁶ Esperaríamos, en principio, que aquellos bancos que colocaron cajeros en ubicaciones relativamente más costosas tendrían incentivos a fijar sobrecargos para quienes utilicen sus cajeros. Sin embargo, en México son pocos los bancos que cobran sobrecargo a clientes de otros bancos, mientras que casi todos cobran *foreign fees*.

comprensión de las redes de cajeros y las comisiones que los usuarios de cajeros automáticos enfrentan al realizar transacciones interbancarias.

3. Características de los datos

El promedio de las *foreign fees* en México ha fluctuado entre MXN 12.05 y MXN 12.89 de 2003 a 2007; en 2007, la *foreign fee* más alta era de MXN 20.30, y la más baja era de MXN 10. Los cinco bancos más grandes del mercado cobran las comisiones más altas. Dichos bancos abarcan el 78% del activo del sistema bancario, 70% de las cuentas de exigibilidad inmediata y 87% del total de cajeros automáticos en el país.

El valor del activo bancario promedio y el promedio de cuentas de depósito a la vista por banco mostraron un marcado incremento en 2005 y 2006, gracias al crecimiento de la cartera de crédito de la mayoría de los bancos durante dicho periodo.⁷ También se observa crecimiento de la red de cajeros durante dicho periodo, así como el aumento en el número promedio de cajeros por banco; sin embargo, el promedio de sucursales y de cuentas de depósito por banco se ha reducido. Esta reducción en la participación promedio de sucursales y cuentas bancarias es resultado del ingreso de nuevas instituciones bancarias durante 2005 y 2006.⁸

A diferencia de las variables mencionadas, las cuales han crecido a lo largo del periodo analizado, a partir de 2006 es clara la disminución en el número de sucursales bancarias promedio por banco. Posiblemente se deba a la sustitución de servicios bancarios ofrecidos en sucursal por operaciones electrónicas y servicios telefónicos o a través de Internet.

4. Resultados

a) Factores que determinan los niveles de *foreign fees*

El cuadro 6 presenta los resultados obtenidos en la estimación

⁷ Durante 2005 y 2006, los elementos más dinámicos dentro de la cartera de crédito fueron el segmento de vivienda y de consumo. Éste último se encuentra directamente asociado al crecimiento en el uso de tarjetas de crédito.

⁸ Esto es cierto particularmente para el número de cajeros automáticos, ya que dos de los bancos de recién ingreso al mercado bancario y uno de reciente ingreso al mercado de emisión no cuentan con cajeros automáticos. Respecto de las sucursales bancarias, ha habido una disminución de las sucursales de algunos bancos grandes y medianos.

del modelo a partir de seis alternativas con diversas combinaciones de variables descriptivas. Las especificaciones que obtuvieron mejores R^2 ajustadas fueron aquellas que incluyeron únicamente el costo de captación, el número de cuentas a la vista, el tamaño de la red propia de cajeros y el número de personal en sucursales. Las R^2 no ajustadas son similares a las que obtuvo Stavins (2000). Cabe señalar que esto podría deberse a que contamos con menos observaciones para cada institución financiera, así como que nos faltan datos sobre algunas variables explicativas.

El activo por banco no resultó significativo, lo cual sugiere que en México el tamaño del banco como tal no se encuentra vinculado de manera relevante con el nivel de la *foreign fee*, probablemente porque tampoco está relacionado con el número de cuentas a la vista. Stavins tampoco encuentra significativo al tamaño del banco medido por el activo cuando incluye el número de cajeros automáticos (de manera equivalente a la especificación econométrica 1 en el cuadro 5); sin embargo, y en contraste con el resultado de la especificación 4, ella encuentra significativo al activo cuando omite los cajeros automáticos. El número de sucursales tampoco resulta significativo, al igual que en el análisis de Stavins y en el de Knittel y Stango. El número de cuentas de depósito a la vista (la mayoría de las cuales suele estar vinculada a una tarjeta de débito) resulta significativo en todas las especificaciones. Esto apunta a que, si bien el tamaño del banco en función de su activo o red de sucursales no tiene una relación significativa con el nivel de *foreign fee*, sí lo es su participación en el mercado de cuentas de depósito. Sin embargo, considerando que los bancos con mayor participación de mercado suelen tener redes de sucursales grandes, tal vez el efecto de las sucursales se capture indirectamente a través de la participación de mercado.

Las variables relacionadas con los costos de los bancos resultaron significativas. El coeficiente del personal por banco resultó positivo, lo que nos sugiere que una mayor *foreign fee* se vincula a mayores costos de personal. El costo promedio de captación total (que muestra indirectamente qué tan costoso es ofrecer cuentas de depósito) tiene una relación negativa con la *foreign fee*, lo cual podría estar relacionado con la variable de cuentas. Conforme resulte menos costoso atraer clientes en el mercado de captación, los clientes podrían recibir más servicios (una mayor red de cajeros, por ejemplo) y, como lo indica Stavins (2000), este diferencial en servicio se cubriría con una *foreign fee* más alta. Por otra parte, como ya comentamos previamente y

CUADRO 5. RESULTADOS – ESTIMACIÓN DE FACTORES QUE INFLUENCIAN LA FOREIGN FEE

<i>Foreign fee</i>	1	2	3	4	5	6
activo	-3.48 (0.465)			-1.37 (0.777)		
cuentas	0.26 (0.066) ^c	0.32 (0.013) ^b	0.34 (0.008) ^b	0.22 (0.120)	0.28 (0.028) ^b	0.29 (0.021) ^b
sucursales	7,477.1 (0.294)			7,190.7 (0.297)		
costo	-579.82 (0.038) ^b	-512.1 (0.058) ^c	-288.8 (0.192)	-670.73 (0.017) ^b	-611.31 (0.025) ^b	52.8 (0.699)
personal	0.68 (0.000) ^a	0.77 (0.000) ^a	0.80 (0.000) ^a	0.73 (0.00) ^a	0.84 (0.000) ^a	0.79 (0.000) ^a
ATM propios (total)	-0.85 (0.092) ^c	-0.94 (0.013) ^b	-0.74 (0.034) ^b			
ATM otros ban- cos (total)	0.084 (0.152)	0.083 (0.156)				
ATM propios (fuera de suc.)				-1.13 (0.536)	-1.43 (0.405)	-1.28 (0.008) ^b
ATM otros ban- cos (f. s.)				0.63 (0.702)	0.33 (0.838)	
y04	1,409.14 (0.017) ^b	1,289.93 (0.024) ^b	750.0 (0.083) ^c	844.4 (0.730)	1,170.3 (0.627)	
y05	1,238.32 (0.016) ^b	1,083.15 (0.025) ^b	781.6 (0.068) ^c	-731.8 (0.917)	411.5 (0.952)	
y06	-39.79 (0.907)	-36.49 (0.914)		-3,295.5 (0.760)	-1,307.6 (0.901)	
y07	d	d		-3330.2 (0.766)	-1266.8 (0.908)	
_cons	6,579.16 (0.004) ^b	8,589.88 (0.000) ^a	8,801.32 (0.000) ^a	1,819.44 (0.914)	6,781.72 (0.675)	7,525.17 (0.000) ^a
R ² por paneles	0.5370	0.5222	0.5046	0.5579	0.5486	0.4852
R ² entre paneles	0.2982	0.2746	0.2845	0.3034	0.2820	0.2740
R ² generalizado	0.2879	0.2689	0.2722	0.2941	0.2780	0.2580
R ² generalizado ajustado	0.1661	0.1867	0.2196	0.1734	0.1968	0.2231
Observaciones	90	90	90	90	90	90
Grupos	21	21	21	21	21	21

NOTA: Se dividió entre 1,000 a las variables activo, cuentas y sucursales para evitar coeficientes demasiado pequeños.

^a Indica significancia al 1%. ^b Indica significancia al 5%. ^c Indica significancia al 10%. ^d El programa econométrico detecta correlación y desecha la variable.

en sentido inverso a la causalidad que asume Stavins, los bancos con una base más amplia de tarjetahabientes de débito tal vez considerarían que pueden fijar una *foreign fee* más alta dado que ya cuentan con una participación relativa del mercado y que, dados los demás servicios que reciben, no cambiarán de banco a pesar de un aumento en la *foreign fee*.

El tamaño de la red propia de cajeros tiene una relación significativa pero negativa con el nivel de la *foreign fee*, a diferencia de Stavins, quien encuentra una relación directa entre ambas variables. En una interpretación en línea con la literatura sobre cajeros, este resultado podría deberse a la expansión de la red, donde tal vez una *foreign fee* más alta se destinaba a expandir la red de cajeros. Sin embargo, para probar esta hipótesis probamos una especificación alternativa con valores adelantados del número de cajeros, y no resultan significativos. Por ello, otra interpretación respecto de este resultado sería que los bancos pequeños están adoptando *foreign fees* más cercanas a las de los bancos más grandes (las cuales casi no han variado durante el periodo analizado). Cabe señalar que, de los cuatro bancos que aumentaron su *foreign fee* durante el periodo analizado, tres tienen redes de cajeros relativamente pequeñas (uno de ellos incluso disminuyó) y, en contraste, uno de los dos bancos que disminuyeron su *foreign fee* es de los cinco con redes más grandes.

En contraste, y de manera similar a Knittel y Stango, el número de cajeros de la competencia no resultó significativo para las *foreign fees*. Esto podría indicar que el tamaño de la competencia no es un factor decisivo en la elección del nivel de la *foreign fee*; sin embargo, también podría atribuirse a que la elección del nivel de *foreign fee* no necesariamente esté alineada a disuadir a los tarjetahabientes del uso de cajeros de otros bancos. La medición de la red de cajeros fuera de sucursal (tanto del propio banco como de la competencia) tampoco resultó significativa. Como se comentó en un principio, tal vez no existe una relación entre el tamaño de la red total de cajeros propios y la proporción que representan los cajeros fuera de sucursal.

El coeficiente de las variables fijas de los años 2004 y 2005 que resultaron significativas presentaron signos positivos. Esto coincide con el hecho de que en 2006 y 2007 varios bancos redujeron su *foreign fee*. Finalmente, el coeficiente de la constante siempre resulta positivo y significativo, lo cual es razonable considerando que todos los bancos de la muestra cobran una *foreign fee* independientemente de sus características de tamaño y costos.

En general, los resultados sugieren que en México el cobro de la *foreign fee* sí coincide en gran medida con la participación del banco en el mercado de cuentas a la vista (relacionado indirectamente con el número de tarjetas de débito), así como con la disminución en el costo de atraer clientes para cuentas de depósito. La relación inversa entre el tamaño de la red y la *foreign fee* parece reflejar la tendencia de los bancos con redes más pequeñas a aumentar (o cuando menos a dejar sin cambio) la *foreign fee* hacia niveles más similares a los de bancos grandes. No parece haber una relación relevante entre la *foreign fee* y el tamaño del banco ni la competencia que enfrenta en la disponibilidad de su respectiva red de cajeros automáticos. El primero de estos dos resultados apunta a que las características del banco (tamaño o costos) son relevantes en la determinación de la *foreign fee* únicamente cuando se relacionan directamente con el negocio de cajeros automáticos y que, además, resulta más relevante la posición del mismo banco en el mercado y no en términos relativos al resto de los competidores en la red de cajeros automáticos. No se encontró evidencia suficiente de que el cobro de la *foreign fee* se relacione con el crecimiento de la red propia de cajeros o como respuesta ante una mayor competencia en las redes de cajeros de otros bancos.

*b) Análisis de los factores que influyen
en el desarrollo de las redes de cajeros*

El cuadro 6 presenta los resultados de la estimación del número de cajeros automáticos para cada banco y año en función de las variables explicativas empleadas para caracterizar la elección de la *foreign fee*. Tanto el activo por banco como el número de sucursales de cada banco resultó significativo y positivo (salvo el activo en la primera especificación, la cual omite el número de cajeros de otros bancos. Era de esperarse ambos resultados, ya que aquellos bancos más grandes son, por lo general, aquellos que pueden establecer una red de sucursales más amplia. Siendo que la mayoría de los cajeros automáticos se encuentran en sucursales bancarias, esperábamos una relación significativa y positiva entre ambas variables.

La *foreign fee* resultó no significativa en todas las especificaciones (incluyendo varias estimaciones alternativas que no se incluyen en este cuadro). Este resultado apunta a que, en México, el nivel de la *foreign fee* para cada banco no influye en la construcción de una red mayor de cajeros automáticos. Para verificarlo, estimamos las mismas especificaciones pero considerando

CUADRO 6. RESULTADOS – ESTIMACIÓN SOBRE EL TAMAÑO DE LA RED DE CAJEROS TOTALES

<i>Cajeros automáticos</i>	1	2	3	4	5
Foreign fee	-2.36 (0.893)	-15.83 (0.379)	12.02 (0.524)	-8.34 (0.704)	-5.10 (0.770)
Activo	6.59 (0.000)	5.9 (0.000)	7.8 (0.000)		6.1 (0.000)
Sucursales	1,308.4 (0.000)	1,439.2 (0.000)		3,179.7 (0.000)	1,543.2 (0.000)
Cuentas	-0.036 (0.253)		0.01 (0.853)	-0.04 (0.295)	-0.05 (0.133)
ATM otros		15.84 (0.060)	0.01 (0.256)	0.0 (0.000)	0.0 (0.037)
Constante	-53.2 (0.816)	-283.05 (0.335)	-132.77 (0.685)	-925.1 (0.013)	-463.36 (0.127)
R ² por paneles	0.548	0.583	0.549	0.320	0.575
R ² entre paneles	0.861	0.833	0.817	0.781	0.861
R ² generalizado	0.845	0.817	0.792	0.774	0.847
R ² generalizado ajustado	0.838	0.809	0.782	0.764	0.838
Observaciones	92	97	92	92	92
Grupos	22	22	22	22	22

NOTA: Se multiplicó por 1,000 el número de cajeros propios, y se dividió entre 1,000 las variables activo, cuentas, sucursales y ATM otros para evitar tener coeficientes demasiado pequeños.

todas las variables explicativas rezagadas; dichas estimaciones arrojaron los mismos resultados que aquéllas con las variables explicativas en el mismo periodo que la variable dependiente.⁹ Esto parece indicar lo contrario a aquellos argumentos que sustentan la necesidad de la *foreign fee* como un instrumento para el desarrollo de las redes de cajeros, y apoyar el punto mencionado previamente de que, siendo que no es un elemento relevante en el desarrollo de la red de cajeros, pudiera convenir a los bancos de menor tamaño el disminuir o incluso eliminar dicha comisión como una característica diferencial que atraiga a tarjetahabientes.

En contraste con Knittel y Stango, el número de cuentas de depósito a la vista no resultó significativo.¹⁰ El número de cajeros

⁹ El anexo contiene los resultados de estas estimaciones.

¹⁰ Knittel y Stango (2004) indican que la relación entre participación de mercado para cuentas de depósito y cajeros automáticos es más fuerte bajo incompatibilidad. Posiblemente en México haya menos incompatibilidad por la

automáticos de otros bancos, al igual que en los resultados de Knittel y Stango, son significativos y positivos. Esto podría deberse a que, como argumentan McAndrews (2003) y Hannan (2005), dada la existencia de comisiones sobre transacciones interbancarias en cajeros, los bancos establecerían redes de cajeros más grandes que la óptima para evitar que sus clientes utilicen la red ya establecida de otros bancos, sesgándolos hacia el uso de cajeros del propio banco. Por otra parte, y evaluando una relación causal en sentido inverso, posiblemente los bancos establezcan redes más grandes de cajeros automáticos para hacer frente a las redes de otros bancos si éstas también se encuentran en expansión. En lo que respecta a los bancos con redes pequeñas de cajeros automáticos, dependiendo de la estructura de costos que enfrentan probablemente resultara más eficiente eliminar el cobro de *foreign fee* en lugar de expandir su red de cajeros dada su base de tarjetahabientes.

El cuadro 7 presenta los resultados de la estimación sobre el número de cajeros automáticos fuera de sucursal. Sorprendentemente,

CUADRO 7. RESULTADOS – ESTIMACIÓN SOBRE EL TAMAÑO DE LA RED DE CAJEROS FUERA DE SUCURSAL

<i>Cajeros fuera de sucursal</i>	1	2	3	4	5
Foreign fee	0.5 (0.960)	-11.2 (0.372)	7.6 (0.534)	-2.3 (0.876)	-0.8 (0.939)
Activo	5.08 (0.000) ^a	4.60 (0.000) ^a	5.76 (0.000) ^a		4.68 (0.000) ^a
Sucursales	709.4 (0.003) ^b	681.2 (0.009) ^b		2,121.4 (0.000) ^a	899.5 (0.000) ^a
Cuentas	-0.057 (0.011) ^b		-0.023 (0.287)	-0.057 (0.049) ^b	-0.068 (0.003) ^b
ATM fuera de sucursal otros bancos		0.017 (0.031) ^b	0.016 (0.071) ^c	0.044 (0.000) ^a	0.024 (0.009) ^b
Constante	-50.9 (0.715)	-180.7 (0.350)	-191.7 (0.343)	-668.0 (0.006)	-373.2 (0.045) ^b
R ² por paneles	0.552	0.604	0.592	0.296	0.591
R ² entre paneles	0.871	0.815	0.824	0.768	0.874
R ² generalizado	0.851	0.798	0.800	0.759	0.857
R ² generalizado ajustado	0.844	0.789	0.791	0.748	0.849
Observaciones	92	97	92	92	92
Grupos	22	22	22	22	22

^a Indica significancia al 1%. ^b Indica significancia al 5%. ^c Indica significancia al 10%.

ausencia de sobrecargos y la distribución de cajeros mismo banco y, por ende, el efecto de las cuentas sobre la red sea menor.

ésta arrojó casi los mismos resultados que las estimaciones sobre el número total de cajeros a excepción de la variable de número de cuentas de depósito a la vista por banco. La *foreign fee* tampoco resultó significativa respecto de las redes de cajeros fuera de sucursal. Esto sugeriría que, aún cuando la red de cajeros fuera de sucursal es más costosa que los cajeros en sucursal, el cobro de la *foreign fee* en México no está orientado a cubrir el costo del desarrollo de dicha red, o a la fijación de incentivos para el mayor uso de dicha red en lugar de los cajeros de otros bancos, sino a disuadir a los tarjetahabientes del uso de otros cajeros, o incluso se cobra únicamente por tratarse de una práctica común en el resto de la banca. De manera análoga a los resultados de las estimaciones con el total de cajeros, el tamaño del banco en términos del activo, de participación en el mercado de sucursales, y el tamaño de la red competidora de cajeros se relacionan positiva y significativamente con el tamaño de la red de cajeros fuera de sucursal.

IV. CONCLUSIONES

En México, el monto promedio de la *foreign fee* sigue siendo más alto que en otros países. No obstante, en muchos de estos países el cobro de sobrecargos (el otro tipo de comisión cobrada sobre transacciones interbancarias en cajeros automáticos) es bastante más frecuente que en México, donde únicamente cuatro bancos cobran sobrecargos en cajeros automáticos donde se efectúan relativamente pocas transacciones. Existe una ligera tendencia a cobrar mayores comisiones entre los bancos más grandes, si bien desde hace ya varios años algunos bancos pequeños están entre quienes cobran *foreign fees* más altas. Varios autores afirman que este tipo de comisiones permite agregar mayor valor al servicio ofrecido por los cajeros, en términos de localización. Cabe señalar que, además de la creciente disponibilidad de cajeros automáticos en México, el número de servicios disponibles además de retiros y consulta de saldo se ha incrementado. Entre los más ofrecidos se encuentra la adquisición de tiempo aire para telefonía celular y el pago de recibos de servicios públicos y privados.

Los resultados de las estimaciones confirman que el cobro de la *foreign fee* se encuentra relacionado estrechamente con el tamaño del banco en el mercado de cuentas de captación, así como del costo de captación de dichas cuentas, lo cual confirma que los bancos más grandes son quienes tienden a fijar las *foreign*

fees más altas. En contraste, y a diferencia de lo que sugieren Stavins (2000) y McAndrews (2003), existe una relación inversa entre la *foreign fee* y el tamaño de la red. La ausencia de una relación positiva entre la *foreign fee* y el número de cajeros del banco permite rechazar la hipótesis de que el monto de la *foreign fee* se determine en función del poder de mercado que podrían tener los bancos con redes más extensas, o bien que se fijen *foreign fees* más altas para obtener ingresos con los cuales expandir la red de cajeros. En cambio, dada la relación inversa entre el número de cajeros automáticos y el monto de la *foreign fee*, parecería que gradualmente los bancos con redes pequeñas han adoptado el cobro de *foreign fees* relativamente altas siguiendo la práctica de bancos con redes más grandes (y con más tiempo en el negocio de cajeros automáticos). Contra lo esperado, no se detecta una relación significativa entre el número de cajeros automáticos de otros bancos y el monto de la *foreign fee*, lo cual permitiría asumir que el banco fija su *foreign fee* independientemente del tamaño de la red de cajeros de la competencia. Este resultado sugiere también que la fijación de la *foreign fee* tampoco es una estrategia orientada únicamente (pero sí parcialmente) a disuadir a los clientes del uso de cajeros de otros bancos. De igual manera, el tamaño del banco (independientemente de su red de cajero) no parece estar ligado al cobro de la *foreign fee*.

Como comentamos inicialmente, no parece que el cobro de *foreign fees* por parte de los bancos pequeños en México haya iniciado de manera deliberada como parte de una estrategia de crecimiento o expansión, sino como la adopción de una política de cobro común a los bancos más grandes. Sin embargo, y como puntualizan Stavins (2000) y Knittel y Stango (2004) entre otros muchos autores, en algunos casos esta comisión podría disuadir a los tarjetahabientes de establecerse en bancos con redes pequeñas e influenciarlos a elegir bancos con redes más grandes para tener más cerca cajeros que no cobren *foreign fee*. Por ello, y dado que los bancos grandes mantienen una estructura de cobro de comisiones, convendría a los bancos con redes pequeñas de cajeros el eliminar el cobro de *foreign fees*. De esta manera, dado que los clientes tendrían acceso a la red nacional de cajeros automáticos con el mismo costo que enfrenta en cajeros propios del banco, tendría un incentivo adicional a incorporarse a dichos bancos.

Este documento se centra en analizar la relación de diversos factores con el nivel de la *foreign fee*, y la relación de ésta y otros elementos de cada banco en el tamaño de la red de cajeros. Sin

embargo, no exploramos el impacto que la *foreign fee* o la disponibilidad de cajeros automáticos tiene sobre el uso de otros instrumentos de pagos. Una consecuencia relevante del cobro de comisiones sobre transacciones en cajeros automáticos sería la sustitución de retiros en efectivo por transacciones con tarjetas bancarias. En un escenario de sustituibilidad eficiente entre efectivo y tarjetas, una mayor comisión por retiro debería incentivar a un mayor uso de las tarjetas en puntos de venta en detrimento del retiro de efectivo, descontando cualquier otro efecto que influya sobre los pagos con tarjetas. Este análisis es relevante ante el objetivo compartido por autoridades regulatorias, bancos centrales e instituciones financieras por orientar el uso de medios de pago hacia aquellos más eficientes.

Otro aspecto que no analizamos pero que resulta relevante en la promoción de medios electrónicos de pago es la posible relación de sustitución entre las transacciones electrónicas disponibles en cajeros automáticos y los retiros de efectivo, y el impacto que las comisiones sobre retiros pudiera tener en dicha relación. Dado que el público está dispuesto a acceder n veces a un cajero automático de cualquier banco para realizar un retiro, se podría buscar si ha habido una sustitución significativa entre retiros y el resto de las transacciones en cajeros, y cuál es la relación entre dicha sustitución y el cobro de comisiones sobre los retiros.

Anexo

CUADRO A.1. ESTIMACIÓN – RED DE CAJEROS AUTOMÁTICOS TOTALES, CON REZAGOS

<i>Cajeros automáticos</i>	1	2	3	4	5
L.Foreign fee	5.48 0.776	-3.30 0.866	28.72 0.192	-1.72 0.940	3.85 0.843
L.Activo	4.7 0.000	4.2 0.000	7.0 0.000		4.3 0.000
L.Sucursales	1,922.8 0.000	1,854.7 0.000		3,192.0 0.000	2,090.9 0.000
L.Cuentas	-0.53 0.182		0.02 0.662	-0.05 0.272	-0.06 0.131
L.ATM otros		0.013 0.254	0.001 0.919	0.03 0.015	0.02 0.197
Constante	-156.092 0.568	-280.89 0.412	45.27 0.910	-714.42 0.074	-429.69 0.237

(sigue)

CUADRO A.1 (concluye)

<i>Cajeros automáticos</i>	1	2	3	4	5
R ² por paneles	0.283	0.336	0.277	0.215	0.321
R ² entre paneles	0.869	0.842	0.826	0.789	0.865
R ² generalizado	0.862	0.829	0.799	0.795	0.860
R ² generalizado ajustado	0.854	0.819	0.787	0.783	0.849
Observaciones	72	76	72	72	72
Grupos	20	20	20	20	20

CUADRO A.2. ESTIMACIÓN – RED DE CAJEROS AUTOMÁTICOS FUERA DE SUCURSAL, CON REZAGOS

<i>Cajeros fuera de sucursal</i>	1	2	3	4	5
Foreign fee	4.94 0.690	-3.97 0.771	18.66 0.201	-0.19 0.990	3.93 0.755
Activo	3.7 0.000	3.0 0.000	4.8 0.000		3.4 0.000
Sucursales	1,182.9 0.000	1,081.5 0.000		2,096.9 0.000	1,309.6 0.000
Cuentas	-0.1 0.016		-0.008 0.763	-0.05 0.100	-0.1 0.012
ATM otros bancos, f. s.		0.015 0.132	0.007 0.546	0.0 0.005	0.019 0.113
Constante	-81.7 0.610	-176.1 0.422	-58.0 0.814	-477.89 0.061	-316.3 0.154
R ² por paneles	0.265	0.355	0.312	0.217	0.326
R ² entre paneles	0.870	0.810	0.818	0.755	0.865
R ² generalizado	0.860	0.796	0.790	0.760	0.857
R ² generalizado ajustado	0.852	0.785	0.777	0.746	0.846
Observaciones	72	76	72	72	72
Grupos	20	20	20	20	20

BIBLIOGRAFÍA

- Asociación de Banqueros de Japón (2003), *Payment Systems in Japan*.
- Bank of Thailand (2005), *Payment Systems Report 2004*.
- Bjørndal, Endre, Herbert Hamers y Maurice Koster (2004), “Cost allocation in a bank ATM network”, en *Mathematical Methods of Operation Research*, vol. 59, n° 3, julio, pp. 405-18.
- Canadian Bankers Association (2005), *Taking a closer look - ABM Market in Canada*.
- Castellanos, Sara G., Valeria Castellanos y Nelly Flores (2008),

- Factores de influencia en la instalación regional de infraestructura bancaria*, texto mimeografiado, Banco de México.
- Commonwealth of Australia y Reserve Bank of Australia (2006), *Review of the Reserve Bank of Australia and Payments System Board Annual Reports 2005*, primer informe.
- Condusef (2006), “*El ABC de la cultura financiera: Cajeros automáticos*”, en *Proteja su Dinero*, nº 74.
- Congressional Budget Office (1998), *Competition in ATM Markets: Are ATMs money machines?*, informe presentado para el Senate Committee on Banking, Housing, and Urban Affairs.
- Dove Consulting (2004), *New ATM Study Details a Paradoxical Industry*, comunicado de prensa referente al estudio 2004 ATM Deployer Study.
- FEASIBILITY (2006), *The National Payment System and Competition in the Banking Sector*, informe preparado para la commission de competencia (synopsis del documento original).
- Gowrisankaran, Gautam, y John Krainer (2004), *The Welfare Consequences of ATM Surcharges: Evidence from a Structural Entry Model*, NET Institute, octubre (Working Papers, nº 04-16).
- Guibourg, Gabriela, y Bjorn Segendorf (2004), *Do Prices Reflect Costs? A study of the price and cost structure of retail payment services in the Swedish banking sector 2002*, Sveriges Riksbank, octubre (Working Papers Series, nº 172).
- Hannan, Timothy (2005), *ATM Surcharge Bans and Bank Market Structure: The Case of Iowa and its Neighbors*, Federal Reserve Board (Finance and Economics Discussion Series).
- Knittel, Christopher, y Victor Stango (2004), *Compatibility and pricing with indirect network effects: Evidence from ATMs*, National Bureau of Economic Research.
- Knittel, Christopher, y Victor Stango (2004), *Incompatibility, product attributes and consumer welfare: evidence from ATMs*, National Bureau of Economic Research.
- Massoud, Nadia, Anthony Saunders y Barry Scholnick (2003), *The Impact of ATM Surcharges on Larger Versus Smaller Banks: Is There a Customer Relationship Effect?*, agosto (Working Paper).
- Massoud, Nadia, y Dan Bernhardt (2000), *Endogenous ATM Concentration*, versión preliminar, septiembre.
- Matutes A., Carmen, y Jorge Padilla (1994), “*Shared ATM networks and banking competition*”, *European Economic Review*, vol. 38, nº 5, mayo, pp. 1113-38
- McAndrews, James (1998), “*ATM Surcharges*”, *Current Issues in Economics and Finance*, vol. 4, nº 4, abril.

- McAndrews, James (2003), "Automated Teller Machine Network Pricing – A Review of the Literature", *Review of Network Economics*, vol. 2, n° 2, junio, pp. 146-58.
- Norges Bank (2006), *Norges Bank Annual report on payment systems*.
- Owen, Richard (2005), *ATM users to pay £250M in fees next year*, en: ABCMoney.co.uk.
- Reserve Bank of Australia y Australian Competition and Consumer Commission (2000), *Debit and Credit Card Schemes in Australia: A Study of Interchange Fees and Access*.
- Secretaría Técnica del Grupo de Trabajo sobre Asuntos de Sistemas de Pagos de América Latina y El Caribe (2005), *Estadísticas de sistemas de pago en países de América Latina y el Caribe 2000-2004*, FHO-CEMLA, México.
- Sistema de la Reserva Federal de los Estados Unidos (2003), *Reporte anual al Congreso sobre comisiones al por menor y servicios de instituciones financieras*.
- Stavins, Joanna (2000), "ATM Fees: Does Bank Size Matter?", *New England Economic Review*, vol. 2, pp. 146-58.
- Sveriges Riksbank (2004), *The Swedish Financial Market*, publicación anual.
- Wikipedia (2007), *ATM Usage Fees*, http://en.wikipedia.org/wiki/ATM_usage_fees.

Enrique Cuervo Guzmán

Bayesian analysis of the unit root in real exchange rates: the NAFTA case

I. INTRODUCTION

The Purchasing Power Parity (PPP) condition, which states that the exchange rate, the relative price of two currencies, can be expressed as the relative purchasing power of two economies, is often regarded as one of the basic building blocks for several exchange rate models. The PPP condition, however, is rarely observed to hold in empirical studies in the literature, especially in the short run.

Although PPP empirical tests have gone through different stages in practice, the modern standard approach consists on testing for unit roots in the log real exchange rate time series. The most common result found in the literature nowadays supports the idea of stationary log real exchange rate series but with autoregression parameters that suggest near non-stationarity. The main implication of this result is that even when the effect of shocks to the exchange rates will eventually fade away, these effects will persist for many observations ahead

This paper was written by E. Cuervo Guzmán (Banco de México), in partial fulfillment of the requirements for the award of the degree of MSc in International Finance 2006.

into the future and generally for longer than theory would predict.

However, the classical approach to PPP tests has been frequently criticized mainly because of its lack of power, especially when dealing with series that lie in the border between stationarity and non-stationarity. Another reason for criticism has been the asymmetric treatment of the hypotheses inherent to the classical approach.

As an alternative to the classical approach, the Bayesian approach to unit root testing has often been proposed in order to avoid the above mentioned problems. This will be the methodology to follow in the present work.

It has also been suggested that one of the reasons why the PPP condition is often rejected in practice, or at least almost rejected, is because of the presence of different frictions in the goods markets that prevent the foreign exchange markets from behaving in the way the PPP condition is suggested to work in theory. Many of these frictions could be argued to be attenuated, if not eliminated, via trade agreements between countries. The North American Free Trade Agreement (NAFTA) is, in fact, a treaty subscribed by the United States, Canada, and Mexico that is aimed at eliminating or reducing some of these trade barriers between these three countries.

The present work, then, will try to assess the effect of the subscription of the NAFTA on the stationarity of the Canadian dollar and Mexican peso log real exchange rates by testing for unit roots in the log real Canadian dollar exchange rate and the log real Mexican peso, using a Bayesian approach.

This work is organized as follows. Section II will give a brief outline of Bayesian inference, Bayesian analysis of the autoregressive time series, and the Bayesian statistics software WinBugs. Section III presents a small survey of some of the classical and Bayesian empirical tests of the PPP condition. Section IV describes the data that will be used. Section V will provide a description of the models used and the results obtained. Finally, Section VI provides some concluding remarks.

II. BAYESIAN UNIT ROOT TESTING

1. Bayesian inference

When performing a statistical analysis, we generally observe a set of data Y , generated by a random process, and the uncertainty

associated with this process is usually described with a probability model. A set of hypotheses H is usually adopted, conditional on which the model describing the behaviour of Y is known. In other words, conditional on H we have a model $p(Y|H)$.

Frequently, the set of hypotheses can be partially or totally incorrect so, in general, there is uncertainty about the validity of such hypotheses. Under a Bayesian perspective, any form of uncertainty has to be described with a probability measure. In this way, in Bayesian statistics a study is completely set up when both $p(Y|H)$ and $p(H)$ are specified. In fact, if we have both of these elements, we can obtain a joint description of all of the forms of uncertainty:

$$p(Y, H) = p(Y|H)p(H)$$

From this joint distribution of Y and H the following distributions can be obtained:

- $p(Y)$, the prior predictive probability distribution of Y . It represents the initial beliefs about the data, marginal with respect to the hypotheses.
- $p(H)$, the prior probability distribution of H . It represents the initial beliefs about the hypotheses. That is, it describes what is known about H without considering the knowledge gained through the data Y .
- $p(Y|H)$ describes the probability assigned to the event Y , conditional on H , and shows how beliefs about the data change with changes in the hypotheses.
- $p(H|Y)$, the posterior probability distribution of H conditional on Y . It represents the way beliefs about the hypotheses change with changes in the data.
- $p(Y^*|Y)$, the posterior predictive probability distribution of Y . It represents the uncertainty associated with a future observation of Y conditional on the information provided by previous observations.

It can be easily shown that, by using Bayes' theorem:

$$p(H|Y) = \frac{p(Y|H)p(H)}{p(Y)}$$

Bayes' theorem, therefore, provides us with a tool to update the uncertainty measure about the hypotheses using

prior information about these hypotheses and the information provided by the data.

It may be noticed that, when considered as a function of H for a fixed Y , $p(Y|H)$ corresponds to what in classical statistics is denoted as $l(H;Y)$. $l(H;Y)$ is generally known as the likelihood function of H given Y . In this work the notation $p(Y|H)$ will be used to represent this likelihood function.

In some cases, it is of interest to ensure that prior information will not be dominant in the problem, therefore it is necessary to find a prior distribution that achieves that the information provided by the data weights more than the prior information on the posterior distribution of H . In other words, we look for a prior distribution that represents the idea of relative ignorance about what is expected “a priori” from the information obtained in the experiment to be performed.

Bernardo and Smith (1994) refer to these distributions as “reference” prior distributions however other terms such as “vague” or “non-informative” are often used in the literature. All three denominations are frequently used interchangeably however the terms “vague” and “non-informative” make emphasis in prior ignorance about H while “reference” is more frequently used to indicate that the prior distribution is one that is intended to homogenize the criteria to perform the analysis. In order to obtain these distributions, the posterior distributions derived using certain priors in limit cases, or algorithms to construct such reference priors are typically used. Generally, the resulting distributions are not proper distributions.

It should be pointed out that, as Bernardo (2005) remarks, reference priors are not descriptions of personal beliefs, they are proposed as consensus prior distributions to be used as standards for scientific reporting given that the naïve use of proper flat priors as presumed objective or non-informative priors often hides important assumptions which may easily dominate, or even invalidate, the analysis.

Now, after having analyzed the data from the experiment, in many cases a decision has to be made and the consequences of such decision depend on the value of an unknown parameter. In other cases the choice of the prior distributions itself constitutes a decision problem.

The solution to a decision problem is given by the selection of the best choice, that is, the one with the most preferable consequences for the decision maker. The decision maker has to be able, therefore, to compare all the possible consequences. This comparison is possible through a utility function that provides

the decision maker with a way to measure the consequences. The consequences also depend on the states of the world (the source of uncertainty in this case) and the decision taken.

Since every statistical problem is a decision problem under uncertainty it is necessary to know the space of all relevant uncertain events and the decision maker has to be able to assign probabilities to these uncertain events.

Once these elements have been identified it is necessary to establish a decision rule. In Bayesian statistics, as a result of the coherence axioms, such a decision rule is the maximum expected utility criterion, through which the degree of uncertainty about the events (through probability distributions) and the value of the consequences (through the utility function) are combined to compare the different options.

Given any decision problem, therefore, the following steps have to be taken:

- Assign probabilities to the uncertain relevant events.
- Assign utilities (or losses) to the consequences.
- Choose the option that maximizes expected utility (minimizes expected loss).

One particular statistical inference problem of central relevance for the present work is hypothesis testing, which will be dealt with in more detail in the following section.

a) Hypothesis testing

A statistical inference may sometimes be summarized through the verification of certain assumptions about the parameter of interest. These assumptions are presented in the form of hypotheses over which there will be uncertainty about whether they are true or not. There can be two or more hypotheses to compare H_1, \dots, H_k that have to be mutually exclusive and exhaustive over the parametric space. The usual case, however, is to have only two hypotheses H_0 and H_1 , given the complexity of the problem when formulated for a larger number of hypotheses, particularly under the classical approach. It is also common to find that one of the hypotheses is more important than the other, this hypothesis is usually denoted as H_0 and is commonly known as the null hypothesis; H_1 is known as the alternative hypothesis.

Thus, in its simplest form, the hypothesis testing problem can be regarded as a problem in which it has to be decided

which one of the two hypotheses is the most acceptable. This is a decision problem that consists of a space of states of the world:

$$\Omega = \{\omega_0 = [H_0 : \theta \in \Theta_0], \omega_1 = [H_1 : \theta \in \Theta_1]\}$$

where θ is the parameter of interest and its parametric space is $\Theta = \Theta_0 \cup \Theta_1$. The decisions space can be expressed as:

$$D = \{d_0 = [\textit{accept } H_0], d_1 = [\textit{accept } H_1]\}$$

The loss function will thus be $l(d_i, \omega_j)$, $i = 0, 1, j = 0, 1$. The decision maker will also have to assign a prior distribution for θ , $p(\theta)$, or a prior distribution for the states of the world, $p(\omega_0)$ and $p(\omega_1)$. In the same fashion, if the decision maker has a sample Y , the likelihood $p(Y | \theta)$ has to be available in order to be able to conduct the hypothesis testing with the corresponding posterior distribution.

Once these elements have been set, the solution to the problem will be the hypothesis that minimizes the expected loss for the decision maker:

$$E[l(d_i)] = \sum_j p(\omega_j) l(d_i, \omega_j)$$

Now, if we choose $l(d_i, \omega_j)$ such that $l(d_0, \omega_0) = l(d_1, \omega_1) = 0$, then it can easily be shown that d_0 is the solution to the problem if and only if:

$$p(\omega_1) l(d_0, \omega_1) < p(\omega_0) l(d_1, \omega_0)$$

and rearranging this last expression:

$$\frac{p(\omega_1)}{p(\omega_0)} < \frac{l(d_1, \omega_0)}{l(d_0, \omega_1)}$$

So far we have only worked with prior probabilities, however, it can easily be shown that the updated process consists in accepting the hypothesis that minimizes the expected loss:

$$E[l(d_i)] = \sum_j p(\omega_j | Y) l(d_i, \omega_j)$$

It follows then that d_0 is the solution to the problem if and only if:

$$(1) \quad \frac{p(\omega_1 | Y)}{p(\omega_0 | Y)} < \frac{l(d_1, \omega_0)}{l(d_0, \omega_1)}$$

The left hand side of equation (1) is commonly referred to as the “posterior odds”. So far we worked only with the probabilities and losses associated to the states of the world, however, the analysis can easily be extended to the more general case specifying both, losses and probabilities as functions of the parameter θ . In this case:

$$(2) \quad E[l(d_i | Y)] = \int_{\Theta} p(\theta | Y) l(d_i, \theta) d\theta$$

If both the probability measure and the loss function are specified in this way, then equation (1) does not hold and we have to find the decision that minimizes the expected loss according to equation (2).

It is important to point out that $l(d_1, \omega_0)$ and $l(d_0, \omega_1)$ can be identified as the losses associated to what is known as type I and II errors respectively, central elements of the classical approach to hypothesis testing. It is often argued that the treatment of these errors under a Bayesian perspective is intuitively clearer.

The classical approach to hypothesis testing offers little guidance to the choice of the level of significance of the test, usually referred to as α , despite its critical role in determining the acceptance region of a test. Conventional practice sets α at fairly low values (like 0.01, 0.05, or 0.10) under the implicit argument that the consequences of a type I error are more severe than those of a type II error. This precisely explains why the classical approach treats H_0 as the preferred hypothesis and, more generally, why the null and the alternative hypothesis are asymmetrically treated.

Attempts at removing the inherent indeterminacy in the selection of α have led to the concept of p -value which is commonly used for scientific reporting. Loosely speaking, the p -value of a testing strategy δ (H_0 versus H_1) for a given sample Y is defined as the test size, the maximum probability of making a type I error, which is such that the analyst is indifferent between accepting or rejecting H_0 .

The Bayesian procedure applies to a broad range of testing situations (more than two and overlapping hypotheses, for example) for which there exist no optimal classical procedures. Also, in a scientific reporting context, it is often remarked that equation (1) together with a loss function that assigns the values $l(d_0, \omega_0) = l(d_1, \omega_1) = 0$ is often a convenient rule as it avoids the need to specify a specific loss function. If additionally we have a symmetrical loss function for which $l(d_1, \omega_0) = l(d_0, \omega_1)$, then equation (1) becomes:

$$\frac{p(\omega_1 | Y)}{p(\omega_0 | Y)} < 1$$

It should also be noticed that if one uses a continuous prior density on Θ then, in the case of a simple null hypothesis, $H_0 : \theta = \theta_0$, both the prior and the posterior probabilities of the simple hypothesis H_0 are zero, in which case H_0 is always rejected in favour of H_1 on the posterior expected loss criterion. This can be regarded as one problem of Bayesian hypothesis testing and is precisely why Bayesian statisticians have often expressed reservations about the notion of testing simple null hypothesis. Also, the Bayesian treatment of hypothesis testing with zero measure in Θ raises potential problems related to “conditioning paradoxes” of various sorts, in particular when the prior density is meant to be non-informative within hypothesis.

2. Bayesian analysis of autoregressive time series

a) Autoregressive time series models

Time series models attempt to model and predict a variable using only information contained in their own past values and possible current and past values of an error term. Time series models are usually considered to be a-theoretical because, generally, their construction and use is not based on any underlying theoretical model of the behaviour of a variable. The goals of a time series model may include smoothing an irregular series, forecasting series into the medium or long-term future, and causal modelling of variables moving in parallel through time.

Autoregressive (AR) process models describe data driven dependence in an outcome over successive time points. The simplest autoregressive dependence is of order 1, meaning that values of y at time t depend upon their immediate predecessor. Thus, an AR(1) model typically has the form

$$(3) \quad y_t = \mu + \delta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 2, \dots, T$$

where μ (sometimes called the drift) represents the level of the outcome, δ is the coefficient of a deterministic time trend, and ρ models the autocorrelation between successive observations. Additionally, ε_t is usually considered as a random error term that follows a given probability distribution. Additional dependence on lagged observations y_{t-2}, \dots, y_{t-p} leads to AR(2), ..., AR(p)

processes. For the sake of simplicity and because of its central role in this work, in the following we will refer mainly to the AR(1) model.

In the Bayesian approach to time series modelling, the aim is to arrive at the relevant posterior distributions. Assuming that ε_i follows the probability distribution $p(\varepsilon_i | \theta_\varepsilon)$, where θ_ε represents the parameters of the distribution, then y_i , conditional on $y^{(t-1)} = \{y_{i-1}, \dots, y_1\}$, is also a random variable and will follow the distribution $p(y_i | \mu, \delta, \rho, \theta_\varepsilon, y^{(t-1)})$.

If we now let $\theta = \{\mu, \delta, \rho, \theta_\varepsilon\}$, then y_i follows the distribution $p(y_i | \theta, y^{(t-1)})$. If $p(\theta)$ represents the prior distribution of θ then, applying Bayes' theorem, we obtain

$$p(\theta | y^{(t)}) = \frac{p(y^{(t)} | \theta) p(\theta)}{p(y^{(t)})} \propto p(y_i | y^{(t-1)}, \theta) p(\theta)$$

In this way, we obtain the posterior distribution for parameters of the time series based on the observed values of y and we are now in a position to make some inferences about them.

It may be noted that equation (3), if taken to apply to $t = 1$, implies reference to unobserved or latent data y_0 . If a prior on y_0 is included in the model specification, this leads to what is known as a full likelihood model.

Among the questions that are involved in specifying priors for AR type models are whether stationarity constraints are taken, whether a full or conditional likelihood approach is used, and assumptions about the innovation errors. The choice between a full or a conditional likelihood model does not seem to be a particularly conflictive one in the literature and, particularly when a large sample of data is available, the conditional likelihood model is often used.

In the case of the assumptions on the error terms, the most widely used assumption is that of normality with zero mean and unknown variance. The presence of outliers can be regarded as a misspecification of the likelihood function and fat-tailed distributions have been suggested in the Bayesian literature to "robustify" the posterior results. In particular, it has been argued by some authors like Hoek *et al.* (1995) that in the presence of outliers a Student model with zero mean and unknown variance might be more appropriate than the typical assumption of normality.

The most debated and studied topic has been, however, the treatment of the stationarity condition. In the following section

the stationarity concept will be explained and then some Bayesian proposals for modelling unconstrained AR(1) models and testing for stationarity will be discussed.

b) Stationarity

A strictly stationary process is defined as one where the probability measure for y_t is the same as that for y_{t+k} for all k . However, weakly or covariance stationarity is more often of interest. A series $\{y_t\}$ is said to be weakly stationary if it satisfies that:

$$E[y_t] = \mu$$

$$Var[y_t] = \sigma^2 < \infty$$

$$E[(y_{t_1} - \mu)(y_{t_2} - \mu)] = \gamma_{t_1 - t_2} \quad \forall t_1, t_2$$

Determining whether a series is stationary is very important, for the stationarity or otherwise of a series can strongly influence its behaviour and properties. There are two main consequences to non-stationarity:

- The effect of a shock during time t will not disappear, that is, the persistence of shocks will always be infinite. This in many cases is counter-intuitive and empirically implausible. However, some people argue that such persistence of shocks is of economic significance and this controversy has given rise to many attempts to determine whether time series show evidence of non-stationarity.
- If the time series is not stationary, then it can be shown that the standard assumptions for asymptotic analysis will not be valid

Usually, a distinction is made between two kinds of non-stationarity:

- Stochastic: stochastic non-stationarity can be generalized by the model:

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \rho \geq 1$$

- Deterministic: deterministic non-stationarity is usually represented with the model:

$$y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$$

where, in both cases, ε_t is a white noise process.

In finance applications most of the interest has been placed on stochastic non-stationarity since it is the model that has been found to best describe most non-stationary financial series.

If we consider the general case of an AR(1) model there are three possible scenarios regarding stochastic stationarity:

- $\rho < 1$: This is the stationary case and shocks will gradually die away with the passing of time.
- $\rho = 1$: This is the random walk case where shocks persist in the system and never die away.
- $\rho > 1$: This is the explosive case which is generally not considered as a plausible description of the data because it does not represent many data series in finance and has the intuitively unappealing property that shocks through time are propagated and have an increasingly large influence.

Now, using the lag operator L to represent the AR(1) centred model:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t = \rho L y_t + \varepsilon_t \Rightarrow (1 - \rho L) y_t = \varepsilon_t$$

the general condition for testing for stationarity is that the root of the characteristic equation $(1 - \rho L)$ lies outside the unit circle. If this is the case then:

$$1 - \rho L = 0 \Rightarrow \rho L = 1 \Rightarrow L = \frac{1}{\rho} \geq 1 \Rightarrow \rho \leq 1$$

which is why tests for stationarity are more commonly referred to as unit root tests.

As a result, we require a formal hypothesis testing procedure that allows us to assess if the process that generated the data contains a unit root. One possibility is, therefore, to test the null hypothesis that $\rho = 1$ in:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

against the one-sided alternative $\rho < 1$. In the classical practice, however, it is more common to work with the following expression:

$$y_t - y_{t-1} = \Delta y_t = \psi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

and test for $\psi = 0$.

The most common classical tests for stationarity are the Dickey-Fuller (DF) and Augmented Dickey-Fuller (ADF) tests.

Brooks (2002) summarizes the tests in four different cases:

- The random walk against a stationary AR(1) process:

$$H_0 : \Delta y_t = \varepsilon_t$$

$$H_1 : \Delta y_t = \psi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

- The random walk against a stationary AR(1) process with a drift:

$$H_0 : \Delta y_t = \varepsilon_t$$

$$H_1 : \Delta y_t = \psi y_{t-1} + \mu + \varepsilon_t$$

- The random walk against a stationary AR(1) process with a drift and a deterministic trend:

$$H_0 : \Delta y_t = \varepsilon_t$$

$$H_1 : \Delta y_t = \psi y_{t-1} + \mu + \lambda t + \varepsilon_t$$

- The random walk against a stationary AR(p) process with a drift and a deterministic trend (this corresponds to the ADF test):

$$H_0 : \Delta y_t = \varepsilon_t$$

$$H_1 : \Delta y_t = \psi y_{t-1} + \mu + \lambda t + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

It is important to notice that the model used to test these hypotheses varies in all four cases, however, given that the null hypothesis is always the same, the test statistic for all these cases is the same and defined as:

$$DF = \frac{\hat{\psi}}{SE(\hat{\psi})}$$

Since the null hypothesis is always of non-stationarity, the DF statistic does not follow any usual distribution under the null. Therefore, critical values for every particular case are derived from simulation experiments and provided in tables. It is also commonly remarked that, in general, more evidence against the null is required in the context of unit root tests than under standard t -tests.

It is also important to keep in mind that classical unit root tests are valid only if the error terms are white noise processes.

This is one of the reasons why, in practice, the ADF test is generally preferred, since, if the order p is appropriately chosen, it ensures that the error terms are not autocorrelated.

One of the most important criticisms made at classical unit root testing is that its power is low if the process is stationary but with a root close to the non-stationary boundary. The source of this problem is related to the much debated criticisms made at classical hypothesis testing, particularly the asymmetric treatment of the hypotheses. In the following section the Bayesian approach to solving this problem will be treated.

c) Unit root testing from a Bayesian perspective

The central idea behind the Bayesian approach to unit root testing is not far from that of the classical approach since it can be summarized as performing a hypothesis test on the autocorrelation parameter in the AR(1) model. However, the topic is not without controversy due to both, differences with the classical approach, and disagreement within the different Bayesian methodologies proposed.

The most common procedure is to use the posterior odds criterion to test the null hypothesis $H_0 : \rho = 1$ against the one-sided alternative $H_1 : \rho < 1$. It can clearly be seen that no explosive values for ρ are considered, which is consistent with the common notion of explosive series being infrequent in practice. However, if this set of hypotheses is chosen, one has to be careful to specify a prior distribution for ρ that is not zero or infinite when ρ is equal to one. An example of this treatment can be found in Schotman and van Dijk (1991), and Lubrano (1995).

Some authors argue that artificially constraining the prior to exclude values of ρ over one may be inconsistent with other aspects of appropriate specification. The test is therefore modified to include explosive values for ρ and the null becomes $H_0 : \rho \geq 1$. Examples of this version of the tests can be found in Phillips (1991), Dejong and Whiteman (1991), and Lubrano (1995).

Another source of disagreement is the specification of the AR(1) model. A first approach to the problem is, of course, to use the model as specified in equation (3), often referred to as the “linear” (in the parameters) specification. This is the most straightforward case and it can be found in Dejong and Whiteman (1991), Phillips (1991) and Hoek *et al.* (1995).

However, a model can be specified in order for the analysis

to follow more closely the classical approach. A non-linear specification of equation (3) is then used, so that the model for the time series is:

$$y_t = c + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

where $c = \mu(1 - \rho)$, and μ can be interpreted as the unconditional mean of y_t (the time trend has been omitted for simplicity). In this way testing for the point null hypothesis means testing for the pure random walk process, as in the classical approach. This approach is used, for example, by Schotman and van Dijk (1991), and Lubrano (1995).

One more difference between the various approaches in the literature to Bayesian unit root testing is the choice of whether we use a full likelihood model or not. As mentioned by Berger and Yang (1994), often it is simply assumed that $y_0 = 0$ and the likelihood function is conditioned on y_1 , but a purist Bayesian may argue that assigning a prior distribution to y_0 would be the correct thing to do. The choice is often made more on practical grounds than on theoretical ones.

The most heated debate lies, however, on the choice of the prior distribution for ρ . There are four main options:

- a flat prior,
- an “ignorance” prior,
- a non-informative prior limit of conjugate distributions, or
- an informative prior.

The informative prior case will not be considered further since it is not generally considered appropriate when scientific reporting is intended and we will focus on the other three cases. In the literature there seems to be a strong polarization between the flat prior and the “ignorance” prior, while the case of conjugate distributions is less studied.

The flat prior case refers to the adoption of a uniform prior distribution for ρ over a specified interval. As mentioned in Lubrano (1995), the uniform prior has for long been taken as a non-informative prior density and typical examples of its use can be found in Sims (1988), Sims and Uhlig (1988), Dejong and Whiteman (1991) and Schotman and van Dijk (1991).

Some authors, however, argue that the choice of a flat prior can be far from non-informative and may bias inference towards, in most cases, stationarity. This is in fact the point of view of Phillips (1991) who proposes the use of an “ignorance”

prior. This “ignorance” prior is identified as the Jeffrey’s prior distribution which is dependant on some characteristics of the data and is obtained using the procedure originally proposed by Jeffreys (1939).

No general agreement seems to have been attained in the literature as to the road to follow in the choice of the prior distribution for ρ . In fact, Kim and Maddala (1991), using Monte Carlo simulations, conclude that the two classes of distributions may result in opposite biases: the flat prior leads to a posterior distribution with mean and mode that are lower than ρ when ρ is close to 1 but the ignorance prior results in a bias in the other direction since it gives heavier weight to higher values of ρ . Jeffrey’s prior has also the disadvantage of being analytically complicated and in some cases difficult to implement.

The third case, less frequent in the literature on AR(1) models, is the use of conjugate families of distributions. If the prior distribution of a set of parameters θ belongs to a conjugate family of distributions, then for any sample size n and any values of the observations in the sample, the posterior distribution of θ must also belong to the same family and the family is called a conjugate family because of the special relationship which must exist between the family of distributions of the parameters and the family of distributions of the observations.

More formally, if F is a family of distributions $p(Y|\theta)$ and P is a family of prior distributions for θ , then the family P is conjugate for F if $p(\theta|Y) \in P \forall p(Y|\theta) \in F$ and $p(\theta) \in P$.

Conjugate families have two main advantages: they allow us to know in advance the family to which the posterior distribution will belong to and they allow us to obtain explicit equations for the actualization of the distribution parameters. One additional benefit is that they allow for reference prior distributions as limiting cases of the posterior distributions.

As DeGroot (1970) summarizes, a useful procedure when prior knowledge is vague, is to use a proper distribution of θ from some appropriate conjugate family which is indexed by some parameter α , to compute the posterior distribution from the observed values y_1, y_2, \dots, y_n , and then to study the limiting posterior distribution as the parameter α approaches some limiting value. Often, this limiting posterior distribution will be a proper probability distribution for θ even though it did not result from any proper prior distribution.

One particular family of conjugate distributions is the Normal/Normal-Gamma family. The Normal-Gamma assumption for the parameters’ priors and the normality assumption for the

observations is a very common assumption in linear models and DeGroot (1970) points out that this conjugate family has important features: there is no joint distribution in the family such that the model parameters are independent, and the precision parameter of the Normal distribution must be proportional to the Gamma parameter.

The final factor of difference between models can be considered to be the distribution of the error terms. The vast majority of the studies use the standard assumption of normally distributed errors with zero mean and unknown variance. However, authors like West (1984) and Hoek *et al.* (1995) argue that normal errors may be considered a misspecification of the likelihood function in the presence of outliers so the use of Student-distributed errors is proposed as a way to “robustify” the posterior results.

3. Bayesian inference using WinBugs

Harvey and Zhou (1990) mention that the slow adoption of Bayesian econometrics is a result of two practical difficulties in implementing the approach. One is how to choose a prior. The critical difficulty arises, however, in evaluating the posterior distribution. This may involve high dimensional integration, which is analytically intractable. Fortunately, with the recent development of Monte Carlo algorithms, high-order integration problems are routinely solved with a high degree of accuracy and speed. If all relevant probabilities are known for the model, the Monte Carlo method is applicable, and indeed is usually the only method available.

This characteristic of the Monte Carlo method makes it particularly useful for solving Bayesian problems. Still, few attempts have been made to generate a computer program with built-in Bayesian functions aimed at popularizing Bayesian procedures. Bayesian inference Using Gibbs Sampling (BUGS) is a computer program that uses Markov Chain Monte Carlo simulation, through the Gibbs sampler algorithm, to obtain the posterior distribution of the model parameters and one of the few attempts at answering the demand for Bayesian computer programs. The Gibbs sampler algorithm has been the focus of most reported applications of BUGS methods in part because of its relatively ease of implementation and direct applicability to a wide range of commonly encountered problems.

The BUGS project started in 1989 in the MRC Biostatistics Unit in Cambridge and, according to its creators, WinBugs is

just an interactive Windows version of the BUGS program, developed by the MRC Biostatistics Unit in Cambridge jointly with the Imperial College School of Medicine at St. Mary's in London. The program is currently free-ware and can be downloaded from the web-site: <http://www.mrc-bsu.cam.ac.uk/bugs/welcome.shtml>.

In order to be able to obtain the posterior distributions one has to specify the priors, likelihood and the data and with these as inputs WinBugs is able to produce some estimations but, more importantly, it also produces realizations from the complete posterior distributions of all model parameters.

The problem can be briefly summarized as following: having specified the model as a full joint distribution on all quantities we wish to sample values of the unknown parameters from their conditional posterior distribution given the stochastic nodes that have been observed. Empirical summary statistics can be formed from these samples and used to draw inferences about their true values.

For simplicity, consider the case of three parameters $(\theta_1, \theta_2, \theta_3)$ and assume that subroutines are available to draw samples from the three full conditional posterior distributions:

$$f_1(\theta_1 | \theta_2, \theta_3, Z), f_2(\theta_2 | \theta_1, \theta_3, Z), f_3(\theta_3 | \theta_1, \theta_2, Z)$$

where $Z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$ denotes a vector of n consecutive observations observed at equally spaced time intervals.

The Gibbs sampler works as follows:

- Consider an arbitrary set of starting values for the three parameters $(\theta_{10}, \theta_{20}, \theta_{30})$.
- Generate M sets of random observations drawn iteratively from the full conditional posterior distributions. More specifically, the first set of random observations $(\theta_{11}, \theta_{21}, \theta_{31})$ is obtained as follows:

$$\theta_{11} \text{ is drawn from } f_1(\theta_1 | \theta_{20}, \theta_{30}, Z)$$

$$\theta_{21} \text{ is drawn from } f_2(\theta_2 | \theta_{11}, \theta_{30}, Z)$$

$$\theta_{31} \text{ is drawn from } f_3(\theta_3 | \theta_{11}, \theta_{21}, Z)$$

- The second set of random observations $(\theta_{12}, \theta_{22}, \theta_{32})$ is obtained as follows:

$$\theta_{12} \text{ is drawn from } f_1(\theta_1 | \theta_{21}, \theta_{31}, Z)$$

θ_{22} is drawn from $f_2(\theta_2 | \theta_{12}, \theta_{31}, Z)$

θ_{32} is drawn from $f_3(\theta_3 | \theta_{12}, \theta_{22}, Z)$

and so on.

- Generate another N sets of random observations as in step 2 above to form a random sample of size N for $(\theta_1, \theta_2, \theta_3)$.
- Estimate the posterior marginal distributions from the random sample.

An advantage of the Gibbs sampler is that the joint posterior distribution of the model parameters can be obtained iteratively by using lower-dimensional conditional posterior distributions. Another advantage of the sampler is that only conditional prior specification is needed.

According to Smith and Roberts (1993), there are various ways in which the final output from a BUGS simulation might be used as the basis for inference in reporting and diagnostics in Bayesian statistics:

- Graphics and exploratory data analysis: examining shapes of univariate, bivariate, or trivariate marginal distributions; estimating marginal moments or quantiles; using the output for predictive analysis or specific decision problems.
- Inference and prediction: modern computational availability makes feasible the use of mathematical tools that can convert samples into posterior density curves.
- Diagnostics and model validation: for a variety of data summaries, for example, the observed simulated summaries can be calibrated against the correspondent predictive distribution. The adequacy of the model would be doubtful if too many of these observations fall in the tails of the distribution.

It should be pointed out that WinBugs provides the analyst with built-in functions that calculate automatically several of these graphics, moments, and quantiles, as well as some other statistics and diagnostics concerning the simulated chains.

However, as Polson (1996) remarks, the caveat of BUGS algorithms is that they are not necessarily quick. As Cowles and Carlin (1996) note, the Markov nature of the algorithm means that members of the sample will generally be correlated with each other, slowing the algorithm in its attempt to sample from

the entire distribution. The hope is that after a sufficient number of steps the simulated distribution is close to the real one. One might like, then, to analytically compute or estimate a convergence rate and then take sufficient iterations for any particular desired accuracy but this is not possible in general. So, in the absence of any form of a priori prediction of run lengths, it is necessary to carry out some form of statistical analysis in order to assess convergence. Smith and Roberts (1993) warn us, however, that although there is a reassuring theoretical literature concerning the convergence of BUGS methods, results do not easily translate into clear guidelines for the practitioner.

Convergence diagnostics fall in two general categories: those based solely on the output values of the simulation, and those that also use some additional information about the target density. WinBugs implements a diagnostic of the first category known as the Gelman-Rubin statistic in the form presented by Brooks and Gelman (1998) and originally proposed in Gelman and Rubin (1992).

The main idea of the method is to test for convergence within the first half of multiple replications of a simulated chain under the hypothesis of convergence within the first half of the sample paths. The specifics of the development of the statistics are beyond the aim of this work. Here it will suffice to say that, as a rule of thumb, one should be concerned both with convergence of the statistic R to one, and with convergence of both the between and within sequence variance to stability.

Gelman and Rubin (1992) also argue that the use of multiple chains may help in two ways: it helps to use a more accurate variability than in the single chain case and allow simple estimation of the sample variability of the estimators, without requiring inference about the time series structure of the simulations. They warn, however, that the method may be problematic when the target distribution is a multimodal one.

It should be said that there are other convergence statistics and that the Gelman-Rubin statistic is not without critics, however, its simplicity and easy implementation has made it one of the most widely used diagnostics.

Finally, it should be pointed out that WinBugs is already a popular program in the Bayesian practice and that several tools have been developed in WinBugs that can be embedded as plug-ins or tool packages in other statistical computer programs such as Matlab, R, or S. An example of a WinBugs program can be found in the appendix.

III. UNIT ROOT TESTING AND REAL EXCHANGE RATES

1. Purchasing power parity

The purchasing power parity (PPP) condition is an important building block for foreign exchange rate models. In its absolute form, it can be formulated as the condition that the level of prices in two countries, when converted to a common currency, will be the same for both countries, which can be represented by the following equation:

$$S = \frac{P}{P^*}$$

where P is the price level of the home country and P^* is the price level of the foreign economy.

Mark (2001) points out that there are two main ways to approach the PPP condition: the Casselian approach and the commodity-arbitrage approach. The Casselian approach starts with the observation that the exchange rate, S , is the relative price of two currencies and that, in equilibrium, this relative value of the two currencies should reflect their relative purchasing power. Under this approach, the PPP condition refers to the internal value of the currencies concerned, and variations in this value can be measured only by general price indexes that represent as far as possible the whole mass of commodities marketed in the country. Which price index to use becomes an irrelevant question under the Casselian approach as long as a representative price index is used.

The commodity-arbitrage view of PPP, on the other hand, says that the “law of one price”, which states that if two goods are identical they must sell for the same price, holds for all tradable goods and subsequently for the appropriate index level as well. Here, then, the appropriate price index should cover only those goods that are traded internationally. It can be therefore argued that the producer price index (PPI) or the wholesale price index (WPI) are better choices for studying PPP, since they are more heavily weighted towards tradable goods than the consumer price index (CPI), for example.

Independently of the approach, however, the PPP condition implies that the real exchange rate, defined as:

$$(4) \quad Q = S \frac{P}{P^*}$$

remains constant over time. In practice, this has been far from true and real exchange rate fluctuations are usually observed and can have an important allocative effect on the economy. Prolonged appreciations or depreciations, for example, may have undesirable effects on competitiveness, expenditure, domestic output, and the cost of external debt servicing in some countries. Economists, therefore, have always been interested in measuring deviations from PPP.

Deviations from PPP have often been attributed, among other reasons, to frictions in the markets, such as:

- Transportation costs.
- Tariffs and quotas.
- Non-tariff barriers, such as red tape.
- Lack of labour mobility.
- Nominal price stickiness, that is, the fact that nominal prices of goods do not show as high volatility as nominal exchange rates, therefore, deviations from PPP are to be expected in the short run due to short-term variability of the exchange rate not being matched by a correspondent change in goods prices.
- Pricing-to-market, when firms with monopolistic power engage in pricing discrimination according to demand elasticity by region.

Since practically no meaning can be attached to the absolute value of the real exchange rate, it is often common to work with rates of change that can be obtained by taking logarithms in equation 4, obtaining:

$$(5) \quad q = s + p^* - p$$

where the lower case variables in equation 5 represent the natural logarithm of the upper case variables in equation 4. Equation 5 says that one country's inflation rate can only be higher than the inflation rate of another country to the extent that its exchange rate depreciates.

Deviations from PPP in the short run have been extensively documented and are now considered obvious, so now the central issue becomes whether PPP holds in the long run, and the recent approach to this issue is by testing for a unit root in the log real exchange rate time series. The rationale for these tests is as follows: if the productivity factors in the economy grow at a

deterministic rate, as measured by relative prices, the deviation of the real exchange rate from a deterministic trend should be a stationary process. However, if the productivity factors contain a stochastic trend, the real exchange rate will inherit the random walk behaviour and will have a unit root.

Glen (1992) points out that mean reversion in real exchange rates would be expected if capital and/or labour is mobile and can move to offset differentials in productivity and wages; however, frictions could make such mean reversion a long-term, rather than a short-term phenomenon. As it was mentioned above, there are several frictions in the markets that can explain to some extent deviations from the PPP condition; however, it can be argued that the nature of some of these frictions makes them susceptible to be reduced, if not eliminated, by mechanisms such as trade agreements between countries. If this is accomplished, a strengthening of the PPP condition could be expected in countries engaging in trade agreements of such nature.

In section III.2 some examples of the classical empirical work on PPP tests are outlined, section III.3 will briefly describe some of the studies that approach the problem under a Bayesian perspective, and, finally, in section III.4 a brief outline of the North American Free Trade Agreement (NAFTA) will be given.

2. The classical empirical evidence

Lothian and Taylor (1996) note that empirical evidence on PPP has historically gone through three stages:

- Pre-float studies, in the early 1970s, were largely associated with the monetary approach to the exchange rate and supported the existence of a fairly stable real exchange rate over the long run.
- During the late 1970s and through the 1980s the apparent collapse of PPP under the float and the failure to reject the random walk hypothesis resulted in a sentiment shift to the belief that PPP was of little use empirically.
- Since the 1990s a number of studies, using long term data or panel data, have presented evidence of real exchange rate mean reversion calling once again into question the random walk hypothesis.

Frenkel (1978), for example, examines monthly data from the period of February 1921 to May 1925 for the Franc/Pound, Dollar/Pound, and Franc/Dollar exchange rates using the

wholesale price index (WPI), material price index (MPI), and food price index (FPI) to run the regressions:

$$\ln(S_t) = \alpha + \beta \ln(P_t) - \beta^* \ln(P_t^*)$$

$$\Delta \ln(S_t) = \beta \Delta \ln(P_t) - \beta^* \Delta \ln(P_t^*)$$

Running these two regressions permits us to assess to what extent the PPP condition is supported by the data by answering questions such as: is α equal to zero? Are β and β^* equal to each other? Are β and β^* equal to one?

An interesting feature of Frenkel (1978) is that he looks into the question of causality, that is, he tries to answer if it is prices that influence the behaviour of exchange rates, as is commonly implied by setting the price indexes as the exogenous variable, or if the relationship should be better studied in the inverse order. He points out that the results, at odds with the common procedure in practice, suggest that it is exchange rates that precede the behaviour of price indexes, based in which he runs the alternative regression:

$$\ln\left(\frac{P_t}{P_t^*}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(S_t) - \alpha_2 [\ln(S_t) - \ln(F_{t-1})]$$

where F is the value of the futures contract for exchange rate and the term $\ln(S_t) - \ln(F_{t-1})$, that tries to measure the unanticipated component of the exchange rate, is included in order to test the hypothesis that commodity prices are more responsive to the exchange rate variations if changes in the exchange rate have not been anticipated.

An example of a study of the PPP condition from the early 1980s is Frenkel (1981) which reviews exchange rates and prices during the 1970s (from June 1973 to July 1979) based on the experience of three countries using the US dollar as pivot currency. The main point emphasized in the study is that there is an intrinsic difference between the mechanism that determines nominal exchange rates and the one that determines price levels. It is argued that exchange rates are much more sensitive to expectations concerning future events and that as a result exchange rates are likely to be much more volatile than national price levels.

It should be noticed that Frenkel (1981) does not test PPP with the nowadays standard procedure of unit root testing, instead, he runs the regression

$$\Delta s_t = b(p_t - p_t^*) + \varepsilon_t$$

and then tests for $b = 1$. He finds that the results are extremely poor and the coefficient estimates statistically insignificant.

Based on such results, he concludes that the distinction between the exchange rate and the national price level mechanisms cannot be ignored when interpreting deviations from PPP and also that PPP does not provide a guide for day-to-day or month-to-month fluctuations of exchange rates. He also points out that PPP may not be satisfied even in the long run when the economy is going through structural changes that require adjustment of relative prices. However, he remarks that PPP may be useful in providing a general guide as to the trend of exchange rates, especially when shocks to the underlying trend are suspected to be of monetary origin and that a predictable stable monetary policy may help reduce, although it may not eliminate, unnecessary and costly deviations from PPP.

In another article from the 1980s, Messe and Rogoff (1983) compare time series and structural models of exchange rates on the basis of their out-of-sample forecasting accuracy. They use several univariate time series and find that the random walk model and the random walk with a drift would have predicted major-country exchange rates during the floating rate period spanning from March 1973 to June 1981 as well as any of the other candidate models, based on the root mean squared error criterion on forecasts for the Dollar/Pound, Dollar/Mark, Dollar/Yen, and trade-weighted dollar exchange rates. They conclude that, even though the exchange rates probably do not follow exactly a random walk, a stationary univariate model may not forecast better due to sampling error.

Abuaf and Jorion (1990) question some of the evidence obtained during the 1980s mainly because, they argue, evidence from earlier studies was obtained using tests that have little power against the alternative hypothesis of a stable but near random walk model. They use Dickey-Fuller tests to test for unit roots in the real exchange rates of ten industrial countries in two time periods 1900-1972 (using annual data) and 1973-1987 (using monthly data). When they use univariate time series for the 1973-1987 period they find that they cannot reject the null of random walk, however, when they use the complete panel data in a multivariate framework, the random walk hypothesis is rejected. This is due, they argue, to the lack of power of the univariate tests. The results are even stronger for the 1900-1972 period. They calculate an autoregressive coefficient

approximately equal to 0.83 for the period 1900-1972 and 0.98 for the period of 1973-1987. They conclude, therefore, that the real exchange rate can be correctly modelled by an AR(1) stationary process, but close to the unit root process, and also that price levels may be the prime reason for the long-term stability of the real exchange rates.

Glen (1992) uses variance ratios to test for mean reversion in end of month real exchange rates for nine currencies against the US dollar using both, the CPI and WPI to deflate the nominal exchange rates. He finds evidence that rejects short-term mean reversion, at least for periods of up to thirty-two months, however, when he looks into the long-run he finds that mean reversion cannot be rejected. This mixed evidence, he tells us, points to a process that is perhaps the sum of a short-term random walk and a stationary process for the long-run.

In another work, Lothian and Taylor (1996) analyze 200 years of data motivated by the lack of power of unit root tests based solely on the data of the period of floating exchange rate regimes and by the potential problems that arise in attempting to increase the test power by including pre-float observations in the data. As mentioned by Rogoff (1996), real exchange rates tend to be more volatile under floating than under fixed exchange rates, and the econometric consequences of mixing data from the two regimes are not clear.

Lothian and Taylor (1996) apply standard Dickey-Fuller and Phillips-Perron unit root tests to the data and they run the regression:

$$q_t = k + \lambda \left(t - \frac{T}{2} \right) + \delta q_{t-1} + \varepsilon_t$$

in order to then test the hypotheses:

$$H_{A0} : \delta = 1$$

$$H_{B0} : (k, \lambda, \delta) = (0, 0, 1)$$

$$H_{C0} : (\lambda, \delta) = (0, 1)$$

Using the data for the sterling-dollar and the sterling-franc exchange rates over a 200 years span they find that the series are adequately characterized as realizations from a stationary AR(1) process. However, they are not able to reject the random walk hypothesis when using only the data for the floating years. This can be interpreted in to different ways, as lack of power

due to the shorter time span of the float time series or as the possibility that the real exchange rate has followed a random walk during the float but that the period is too short to influence the full sample characteristics. They try to assess this last possibility by constructing out-of-sample forecasting tests. They find that the AR(1) forecasts perform better than the random walk forecasts and that their performance increases monotonically as the horizon is extended, which leads them to reinforce their conclusions about the AR(1) process.

A particularly interesting result from their study is that they find that, perhaps as a reflection of the larger role of France as trading partner for the UK and the closer physical proximity of these two countries, compared to the US, the coefficient point estimates in the regressions indicate that shocks to the real exchange rate are corrected at a rate of 23% per year in the case of France while only at an 11% per year in the case of the US.

Their final conclusion is that the slow rate of mean reversion, coupled with the low power of the conventional unit root tests in short series account for the failure of such tests to reject the unit root null hypothesis in data for the float alone. According to them, PPP in the long run remains a useful empirical first approximation and long run constraint for the real exchange rate, and deviations from PPP would then be consistent with the existence of slow mean reverting shocks, real or monetary.

Clarida and Gali (1994) believe, however, that the evidence of unit roots in the real exchange rate since the collapse of the Bretton-Woods agreement is consistent with the presence of dominant real shocks. They find, in fact, that real shocks account for more than 50% of the variance in forecasting real exchange rates.

In a more recent article, Parsley and Wei (2003) study 13 years, from 1990 to 2002, of Big Mac prices and prices of its various ingredients in 34 countries and calculate a “Big-Mac-deflated” real exchange rate. They identify 5 advantages to using Big Mac prices over price indexes:

- The Big Mac price is a composite index that has a nearly identical and transparent production technology in all countries and across time periods.
- It is also a composite index that has an economical sense when presented in levels.
- It is possible to know the exact composition of a Big Mac in terms of tradable and non-tradable goods.

- Lacks of product aggregation bias.
- It allows for explanation of deviations from the law of one price (an examination of the proposition that real exchange rate deviations from PPP come fundamentally from deviations from the law of one price in tradable goods, as proposed by Engel (1999)).

It can be noticed that the speed of convergence towards PPP in the studies that find evidence of mean reversion has been noticeably low, that is, deviations from PPP seem to be extremely persistent over time, with an estimated half-life of 3 to 5 years. Parsley and Wei (2003) summarize the suggested explanations to this phenomenon in four categories:

- Non-linear misspecification: the presence of arbitrage costs introduces a non-linearity which, if taken into account, reduces deviations from PPP.
- Time aggregation bias in studies that use averages of data collected at different points in time.
- Product aggregation bias in aggregated indexes, such as CPI.
- Differences across countries indexes.

In their study, Parsley and Wei (2003) use both, the standard linear model and a non-linear model that takes into account the possibility of non-arbitrage bands created by the costs of arbitrage, within which the real exchange rate process has a unit root. Their findings are similar for both models and they find that the speed of convergence for tradable inputs is sufficiently fast to be compatible with economic theories (they estimate a half-life of 1.8 years), and that the Big Mac price convergence rate is bounded from below by the tradable components' convergence rate and from above by the non-tradable components' convergence rate.

3. The Bayesian empirical evidence

In response to the difficulties faced by the classical approach to unit root testing in real exchange rates time series some have proposed as an alternative the Bayesian approach. It should be remarked that, while the Bayesian approach to unit root testing has had its share of controversy it is, as Ahking (1997) points out, generally agreed that the Bayesian approach provides a useful alternative way to examine the unit root hypothesis.

Schotman and van Dijk (1991), for example, analyze the real exchange rates of eight developed countries using monthly time series of the nominal exchange rate deflated using the CPI from January 1973 to July 1988. They test for unit roots using the AR(1) model parameterization previously denoted as “non-linear” in the coefficients,

$$y_t = c + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$c = \mu(1 - \rho)$$

specifying a truncated flat prior for ρ with a non-zero density over 1, and a normal conditional prior on μ .

In order to assess the existence of a unit root in the time series they use the posterior odds criteria together with the posterior probability of $\rho = 1$. They find that all but one of the series (the Yen/US dollar exchange rate) are stationary, with posterior odds close to 1 and posterior probability for the stationary hypothesis close to 0.5 (though almost all of them slightly below 0.5), and estimates (expected value) of ρ very close to, but below, 1 (on the range of 0.98-0.99).

Hoek *et al.* (1995), on the other hand, use the parameterization $y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \phi \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ and consider two cases: normal and student error distributions. They assume a non-informative prior for the parameters, $\pi(\mu, \rho, \phi, \tau) \propto \tau$, and, in the student case, a proper uniform prior for the degrees of freedom parameter $\pi(v) = 1/v^*$, where v^* is a constant chosen in such a way that a student distribution with v^* degrees of freedom would be very close to normality.

Hoek *et al.* (1995) apply their model to the Finland/US real exchange rate deflated by the CPI, among other time series. Their estimated value for ρ is 0.489, when using normal errors, and 0.829 in the case of the student errors, which suggests in both cases stationarity. They also find strong evidence against the normality assumption by noticing that the posterior distribution of the degrees-of-freedom parameter concentrates almost all its mass in the interval (0, 4). This is indicative of non-normality since the closer the degrees of freedom are to zero, the greater the difference between the Normal and the Student distribution.

Ahking (1997) examines monthly data from Canada's early flexible exchange rate period, spanning from October 1950 to May 1962, for two exchange rates, the Canadian dollar/US dollar and the Canadian dollar/Pound sterling, deflated with both,

the CPI and the WPI. The procedure used in Ahking (1997) is based on the procedure suggested by Koop (1992), which is itself based on the Zellner-Siow prior.

The Zellner-Siow prior can be interpreted as a mixture of the Zellner-g prior with an Inverse-Gamma prior distribution, $IG(1/2, n/2)$, for the g-parameter, where n represents the number of observations. The Zellner-g prior, additionally, is an informative Normal-Gamma distribution centred on the null hypothesis to be tested and with a precision matrix that takes a form that depends on the information matrix.

Ahking (1997) tests four different hypotheses: the trend stationary process, the stationary process, the unit root process, and the unit root process with a trend. The data suggest that, for the CPI-deflated series, there is sufficient evidence of stationarity and trend to reject the unit root processes. However, the same cannot be told of the WPI-deflated series.

Ahking (1997) also analyses a sub-period spanning from January 1952 to November 1960 in order to measure the effect of governmental intervention on behalf of the Exchange Fund Account during this period. Evidence against stationarity is found to be much stronger using this smaller sample than on the full sample. This result and the results from the full sample WPI-deflated series, Ahking concludes, favour the non-stationarity hypothesis, although this conclusion is stronger for the Canadian dollar/US dollar than it is for the Canadian dollar/Pound sterling exchange rate.

Finally, in a more recent article, Ahking (2004) analyzes 21 monthly real exchange rates from the OECD G-7 countries, deflated using the CPI, for the period from April 1973 to February 1999. He tests for three different hypothesis: the trend stationary process, the stationary process, and the process with a unit root in an $AR(k)$ model where the order k is chosen by starting with a lag length of one, and then two, and so on, stopping when a white-noise error process is obtained. Similar to Ahking (1997), the Zellner-Siow prior is used.

Using these specifications he finds that the posterior probabilities are consistently greater for the trend stationarity hypothesis in all real exchange rates but one, the Japanese yen/German mark for which the stationarity hypothesis has the greater posterior probability. However, when assessing the power of the Bayesian procedure proposed, they find that there is no evidence of the Bayesian tests being better than the classical ADF tests and that the Bayesian tests may be biased in favour of the trend stationarity hypothesis.

4. Mexico, USA, and Canada: the NAFTA zone

The North American Free Trade Agreement (NAFTA) is a commercial agreement between Canada, the United States of America, and Mexico that was superseded by the Canada-US free trade agreement of 1989 when Mexican entry into NAFTA was ratified by all three countries. NAFTA came into effect on January 1, 1994, however, it is not scheduled to be fully implemented until 2009.

Before its official underwriting in 1994, there had been a presumption that NAFTA would come into effect since the Mexican government announced its desire to enter into such agreement in the late 1980s, following the beginning of the country's economy liberalization initiated in 1985. Further reinforcement of that presumption came into effect after the signature of an accord to negotiate the entrance into such agreement from the part of the US and Mexican presidents in June 1990.

NAFTA has been controversial since its proposal (in fact, one of the most controversial in recent history according to Gould (1998)) mainly because of the opinion of some analysts who believe that instead of creating trade the agreement diverts trade resulting in greater imports from member countries at the expense of trade with non-member countries. However, some have regarded the agreement as mostly beneficial, believing that the dominance of new trade would result in a "trade creating" agreement.

Gould (1998), for example, points out that from its beginning on January 1, 1994, NAFTA substantially reduced tariffs and quotas across a market with more than 380 million people and a combined GDP of USD 7.6 trillion. The most noticeable reductions have been on the Mexican side, however, given that Mexico started with higher tariffs than the US or Canada. NAFTA has also reduced, although not eliminated, non-tariff barriers such as sanitary restrictions and licensing requirements. Most capital flow restrictions on the Mexican side have also been removed.

Gould (1998) also remarks that NAFTA can be found to have a significant positive effect on the trade flows between the US and Mexico, reflected in the increase of exports and imports in both countries, but that the same cannot be said about the US and Canada or Canada and Mexico. This, however, does not come as a surprise given that the trade between Canada and Mexico is a very small share of each country's total and taking into account that NAFTA did not alter significantly the previous accord between the US and Canada.

An important final point to consider regarding the NAFTA treaty is that it explicitly did not include liberalization on labour migration, even when it has facilitated capital and trade flows. The discussion within NAFTA on migration has been thus far mainly focused on Mexican migration into the US. Robertson (2003), for example, finds some evidence of long-run absolute wage convergence after NAFTA between Mexico and the US but little evidence of over-all increased integration of labour markets. In the case of Canada, Harris and Schmitt (2003) point out that the discussion has been centred on the movement of highly skilled labour to the US. They underline some reasons such as technological changes, the growth in service industries, the increasing dominant role of multinational enterprises, or increasingly difficult border controls as factors that signal a possible increase of labour mobility in the future. In general, however, there has been almost no discussion of moving toward a common labour market for workers in the NAFTA region.

IV. THE DATA

The raw data consist on the IMF International Financial Statistics data corresponding to the monthly exchange rate in US dollars, CPI, and PPI (series *ae*, *63*, and *64* respectively) of the United States, Canada, and Mexico. All series cover the period from January 1957 to April 2006 (592 observations), except for the Mexican PPI series that goes from January 1981 to April 2006 (304 observations).

The time span covers part of the fixed exchange rate period for all three countries and, in the case of Mexico, it also covers the hyperinflationary period of the 1980s and early 1990s as well as the currency crisis of 1994 that ended in a 54% devaluation of the Mexican peso.

Using these data two main time series have been obtained for Canada and Mexico: the log real exchange rate deflated using the CPI, and the log real exchange rate deflated using the PPI. However, other sub-series are also considered in order to study the behaviour of the real exchange rate before and after some specific points in time.

In the case of Canada four additional sub-series are analyzed:

- January 1957 – December 1988 / January 1989 – April 2006, in order to investigate the effect of the signature of the free trade agreement with the US.

- January 1957 – December 1993 / January 1994 – April 2006, in order to investigate the effect of the signature of NAFTA.

FIGURE I. NOMINAL CANADIAN DOLLARS EXCHANGE RATE IN US DOLLARS, 1957-2005

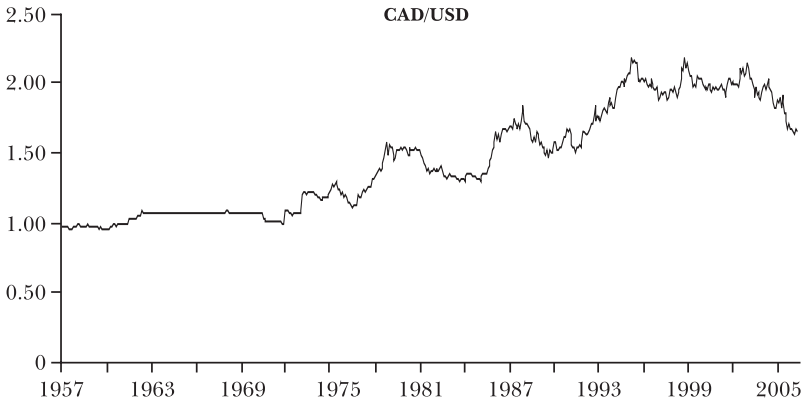
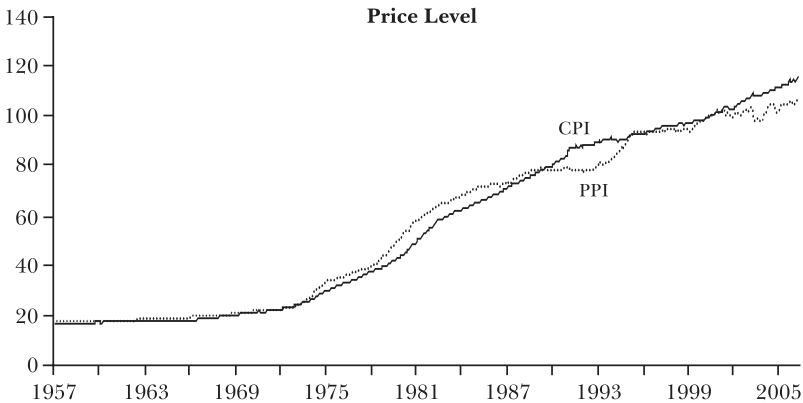


FIGURE II. CANADIAN CPI AND PPI, 1957-2005



Similarly, four additional sub-series are analyzed for the Mexican peso:

- January 1957 – December 1984 / January 1985 – April 2006, in order to investigate the effect of the liberalization of the Mexican economy.
- January 1957 – December 1993 / January 1994 – April 2006, in order to investigate the effect of Mexico's entry to NAFTA.

The initial date of the series, January 1957, changes to January 1981 when the PPI is used as deflator in the Mexican time

FIGURE III. LOG REAL CANADIAN EXCHANGE RATES IN US DOLLARS, 1957-2005

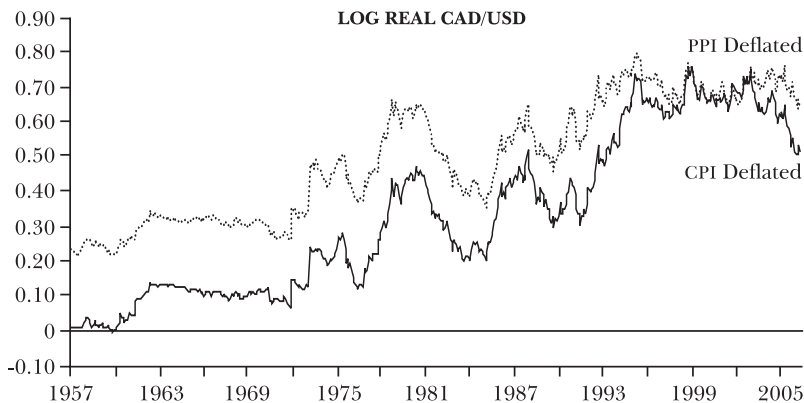


FIGURE IV. NOMINAL EXCHANGE RATE FOR THE MEXICAN PESO IN US DOLLARS, 1957-2005

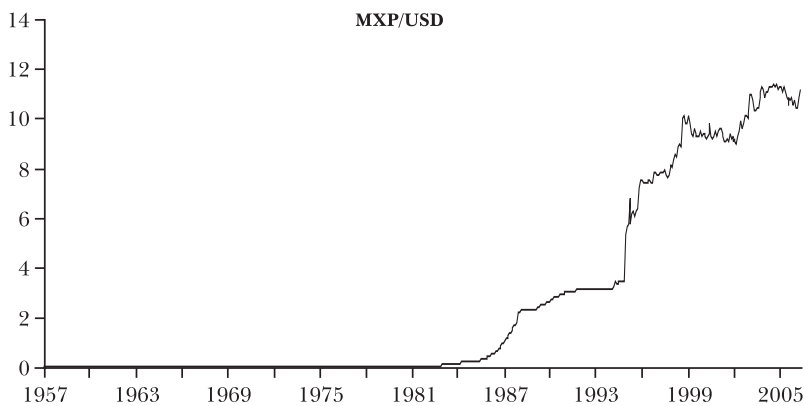


FIGURE V. MEXICAN CPI AND PPI, 1957-2005

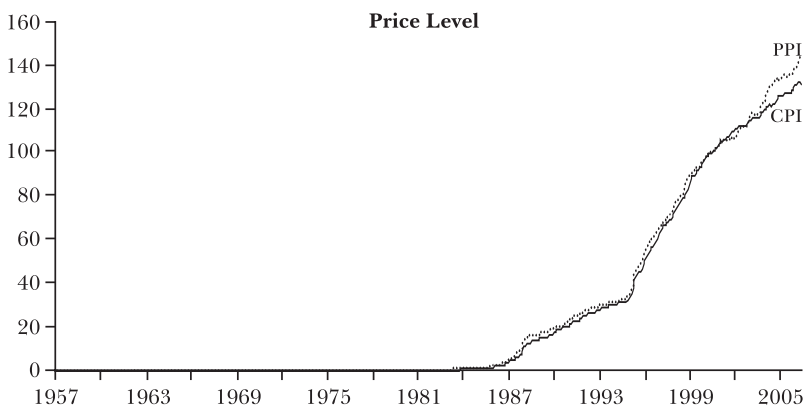
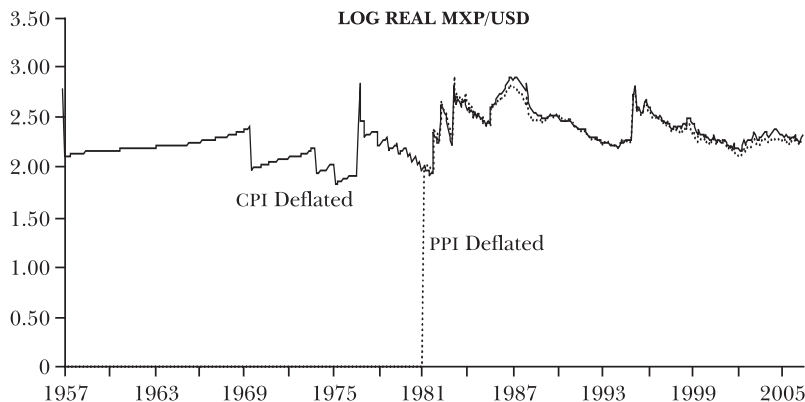
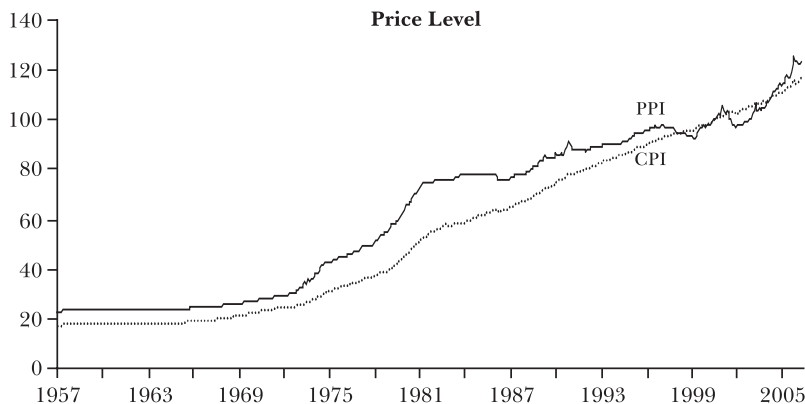


FIGURE VI. LOG REAL MEXICAN EXCHANGE RATE, 1957-2005**FIGURE VII.** US CPI AND PPI, 1957-2005

series. No further transformation or correction has been made to the data.

V. MODELS AND RESULTS

In order to assess stationarity in the log real exchange rate series above described, eight different models were initially considered. The characteristics of these models are summarized in table 1.

As it can be seen in table 1, these eight different models cover the possible combinations of some of the cases discussed in the previous sections. For instance, not only models with a constant drift are considered but also the possibility of a deterministic

time trend affecting the process is considered as well. Also, the two different parameterizations of the autoregression model are considered: linear and non-linear. Finally, two different prior distributions for ρ are used, a normal distribution and a uniform (flat) distribution. The Jeffrey's prior case is dropped due to difficulties implementing it in WinBugs.

TABLE 1. SUMMARY OF THE MODELS' CHARACTERISTICS

<i>Model</i>	<i>Drift/trend</i>	<i>Linear/non-linear param.</i>	<i>Prior dist. of ρ</i>
1	Drift	Linear	Normal
2	Drift & trend	Linear	Normal
3	Drift	Linear	Uniform
4	Drift & trend	Linear	Uniform
5	Drift	Non-linear	Normal
6	Drift & trend	Non-linear	Normal
7	Drift	Non-linear	Uniform
8	Drift & trend	Non-linear	Uniform

In all models error normality is initially assumed, and the prior distribution used for the drift and trend is also a normal distribution (non-informative). Also, a Gamma distribution is used in all models as the prior for the precision parameter τ of the normal errors and normal prior distributions. These specifications, when combined with the normal prior for ρ , result in the case of the Normal-Gamma limit of conjugates.

The uniform prior distribution used for ρ is the Uniform(0,2). It is more commonly found in the literature that, when using a flat prior specification for ρ , a mixture of a Uniform(0,1) distribution with a Bernoulli(0.5) is used to obtain a flat prior over (0,1) with a discrete 0.5 probability in $\rho = 1$ (as in Schotman and van Dijk (1991)). However, for reasons related to WinBugs' numerical procedures this option could not be implemented. Instead, following the suggestion given by Wang and Gosh (2002), a Uniform(0,2) was used as prior distribution in order to assign equal weights to the probability of the process being a stationary or an explosive one.

It is important to notice that no negative values are considered on the support of the uniform distribution. This is the case because of a generalized perception that negative values for the autoregression parameter are rarely observed in AR(1) models of the exchange rate since a negative value of ρ would imply a movement of the exchange rate in period t in opposite direction to the direction of the movement in the previous period (appreciations always followed by depreciations, for instance). A

more general approach would be, however, to contemplate a Uniform(-2,2) distribution, for example.

Each one of the above mentioned models was used to fit the four complete data series (log real CPI deflated Canadian dollar, log real PPI deflated Canadian dollar, log real CPI deflated Mexican peso, and log real PPI deflated Mexican peso) in order to arrive at a preferred model. Two different criteria were established for selecting the preferred model: convergence of the BUGS simulation and the Deviance Information Criterion (DIC) for goodness of fit.

In order to assess convergence of the simulation results two rules of thumb were followed, as suggested in the WinBugs manual (Spiegelhalter *et al.* (2004)). First, no simulation should be used if the Monte Carlo Error of each parameter of interest is more than five per cent the sample standard deviation. Second, the Gelman-Rubin statistic should be stable and close to one and the interval width of the chains should be stable.

In all eight cases the same number of iterations were ran (20,000 iterations in three chains amounting to 60,000 iterations for each model). All eight cases met satisfactorily the two convergence criteria described in the previous paragraph.

The DIC criterion, proposed in Spiegelhalter *et al.* (2004) as a model comparison criterion, is considered to be a generalization of Akaike's Information Criterion based on the concept of deviance, $D(\theta)$:

$$D(\theta) = -2\log(p(y|\theta))$$

The resulting DIC statistic permits us to assess both, goodness of fit and model complexity. Usually, the model with the smallest DIC statistic is considered to be better supported by the data. The DIC statistic was obtained for the eight proposed models and the results are shown in table 2.

The first thing to notice from table 2 is that, in all cases and for all series, the models with both, drift and trend, dominate the drift-only models. Also, it can be noticed that in the case of Canada and the Mexico-PPI series the models that consider the non-linear parameterization dominate the linear ones. This is not the case for the Mexico-CPI series, however.

Finally, notice that in the Canadian case the clear dominant for both series is model 6, but not so in the Mexican case. Model 6 comes second in the case of the Mexico-PPI series, and only fourth in the case of the CPI series.

Notwithstanding this disagreement in the criterion among the

TABLE 2. DIC STATISTIC FOR INITIAL MODELS

<i>Model</i>	<i>Canada</i>		<i>Mexico</i>	
	<i>CPI</i>	<i>PPI</i>	<i>CPI</i>	<i>PPI</i>
	DIC Statistic			
Model 1	-3,082.03	-3,080.86	-1,545.80	-825.85
Model 2	-3,083.57	-3,085.47	-1,549.59	-832.62
Model 3	-3,082.07	-3,080.85	-1,545.75	-825.75
Model 4	-3,083.73	-3,085.45	-1,549.40	-832.68
Model 5	-3,082.88	-3,080.93	-1,545.35	-824.83
Model 6	-3,090.40	-3,101.46	-1,548.97	-834.96
Model 7	-3,083.01	-3,080.95	-1,545.35	-824.72
Model 8	-3,089.73	-3,089.99	-1,549.08	-839.59

different data series, model 6 was chosen as the preferred model given that it is still the second best choice for the Mexican PPI series and that in the case of the CPI series the value of the DIC statistic is relatively close to the higher ranked ones.

Table 3 above shows some of the estimators that can be obtained from the simulated posterior density for the four series of interest. The third column shows the estimator of ρ , obtained here sample mean of the simulated posterior density. The following three columns contain the three quartiles of the simulated posterior distribution, making a posterior interval for ρ that accounts for 0.95 of the probability. The next column contains the posterior probability of the process being an explosive one and, finally, in columns nine and ten, the estimated half-life of a shock to the system is shown, calculated as:

$$HL = \frac{-\ln(2)}{\ln(\rho)}$$

It can clearly be seen that, in line with the standard results observed in the literature, the estimator of ρ is close, but below, the unit root. In the Canadian case, for the two series, the 0.95 posterior intervals even include the explosive case, although the posterior density in both cases favor the alternative hypothesis of stationarity assigning a greater probability to values below one (see figures VIII and IX below for the graphs of the posterior density of ρ). It should also be noticed that the stationarity hypothesis is more strongly supported by the PPI series than by the CPI series, as the commodity-arbitrage view of PPP would suggest. Half-life estimates are also within the values

TABLE 3. MODEL 6 ESTIMATORS OBTAINED FROM THE SIMULATED POSTERIOR DENSITY USING THE FULL SERIES

Country	Deflator	$\hat{\rho}$	0.95 posterior probability interval				$P[\rho \geq 1 y]$	Half-life (Months)	Half-life (Years)
			0.025	median	0.975				
Canada	CPI	0.99640	0.97640	0.99910	1.00200	0.313	192.194	16.016	
	PPI	0.98780	0.95700	0.99420	1.00200	0.189	56.468	4.706	
Mexico	CPI	0.94150	0.91290	0.94100	0.97360	0.002	11.499	0.958	
	PPI	0.92080	0.87210	0.91850	0.99680	0.009	8.401	0.700	

observed in the literature, although the estimated half-life for the CPI series is outside the commonly obtained interval of three to five years.

FIGURE VIII. POSTERIOR DENSITY, CANADIAN DOLLAR, CPI DEFLATED (rho chains 1:3 sample:60000)

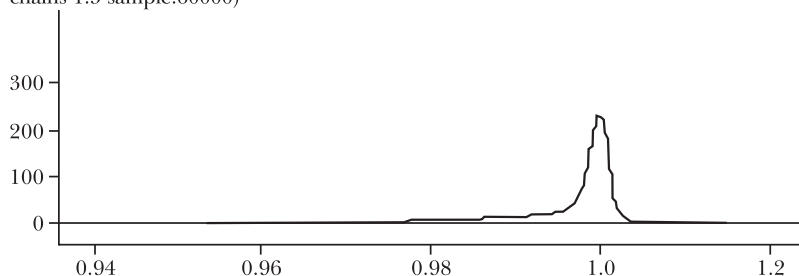
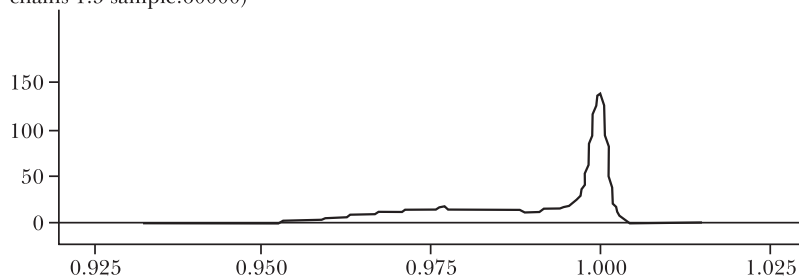


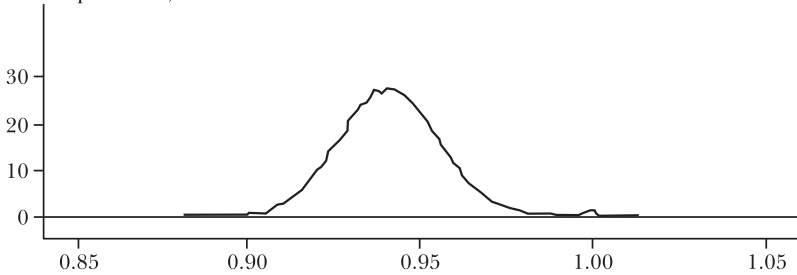
FIGURE IX. POSTERIOR DENSITY, CANADIAN DOLLAR, PPI DEFLATED (rho chains 1:3 sample:60000)



In the Mexican case we again have estimates for ρ very close to unity but still below the value of one. The 0.95 posterior intervals, however, do not include the value of one suggesting strongly supporting the alternative hypothesis of stationarity. This is also shown in the low posterior probability obtained of the autoregressive parameter being greater than one. Estimated half-life is below one year for both Mexican series. Figures X and XI below show the posterior densities of the autorregressive parameter for the CPI and PPI series of the Mexican peso respectively.

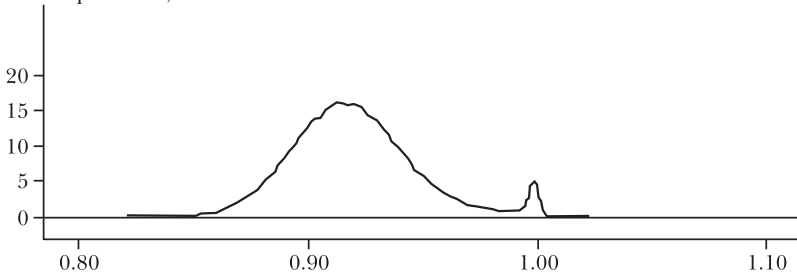
Before proceeding to assess the stationarity hypothesis before and after the key dates mentioned in the previous section, one final modification to the model is explored. As it has already been mentioned, in all the models above examined error normality was initially assumed. Now, in order to consider the “robust” model proposed by Hoek *et al.* (1995), student errors with zero mean, unknown gamma-distributed precision and unknown uniform-distributed degrees of freedom are considered instead of the normal errors.

FIGURE X. POSTERIOR DENSITY, MEXICAN PESO, CPI DEFLATED (rho chains 1:3 sample:60000)



In general, the point and interval estimates obtained when using the student errors do not differ in a significant way for the Canadian case although for the Mexican case they point to a weaker support for the stationary case than when using the normality assumption. Also, the posterior distribution for the degrees of freedom is noticeably accumulated in the interval (2, 4) which would suggest support for the student errors hypothesis, according to the criterion used by Hoek *et al.* (1995).

FIGURE XI. POSTERIOR DENSITY, MEXICAN PESO, PPI DEFLATED (rho chains 1:3 sample:60000)



However, the use of student errors in this case is not justified by the presence of outliers and introduces the problem of specifying a new prior. Also, it is not possible for WinBugs to calculate the DIC statistic when using student errors with unknown degrees of freedom, so we are not able to use this criterion to determine the gain in goodness of fit.

For these reasons, together with the fact that estimates, especially in the Canadian case, do not show major differences, the normal error structure was used in all subsequent analysis.

From the results for the Canadian dollar, shown in table 4, it can be seen that, in general, point estimates remain above 0.95 (with the sole exception of the PPI series after 1994), and interval estimates include the explosive case for all the time periods

under scrutiny. Also, shock half-life remains relatively high, and particularly so for the CPI series supporting again the view that the use of a more heavily trade-weighted index does influence the results (the commodity-arbitrage view of PPP).

As for the effect of the trade agreements it can be seen that the 1989 trade agreement with the US has an ambiguous effect depending on what deflator is being used. In the case of the CPI it can be seen that stationarity is weakened after 1989, while, on the other hand, stationarity is reinforced when the PPI is used. In the case of NAFTA, the stationarity assumption clearly gains strength after 1994 independently of the deflator, although the change is noticeably larger for the PPI-deflated series. This, however, could be argued to be the result of the development and maturation of the original 1989 trade agreement given that, as it was previously mentioned in section IV, the subscription of NAFTA did not change significantly the Canadian trade patterns. The numbers, however, do indicate that the half-life of shocks to the system is significantly reduced after 1994.

Table 5 below shows the same results for the Mexican log real interest rate series. If we look at point estimators we obtain similar results for both deflators in the case of the 1985 breakpoint, both suggesting a weakening of the series' stationarity after 1985. However, contradictory conclusions are reached when we look at 1994: the CPI series suggests a weaker stationarity while the PPI series suggests a stronger stationarity. Yet, if we look at the posterior probabilities assigned to the null hypothesis we obtained one more contradicting result for the PPI series, since in both cases, 1985 and 1994, stationarity seems to get stronger.

However, we have to keep in mind the fact that the Mexican PPI series starts in January 1981 and, therefore, is considerably shorter than the CPI series. Even more important perhaps, by starting in the 1980s the PPI series does not include the considerably more stable period of both Mexican currency and Mexican prices. This may explain the marked difference between the clear stationarity suggested by both "before" CPI series, which would be dominated by the longer data series of the years prior to the 1980s, while the PPI series would be clearly dominated by the "after" series, periods in which the Mexican economy was characterized not only constant shocks to the price levels but to the exchange rate as well.

Notice, however, that both the CPI and the PPI series result in the same conclusion regarding the "post 94" period, that is, they both point to a 0.94 estimate for ρ , and posterior probability

TABLE 4. LOG-REAL CANADIAN DOLLAR RESULTS CONSIDERING THE SUB-SERIES MENTIONED IN SECTION IV

Deflator	Series	$\hat{\rho}$	0.95 posterior probability interval				$P\{p \geq 1\} [y]$	Half-life (Months)	Half-life (Years)
			0.025	median	0.975				
CPI	Full series	0.99640	0.97640	0.99910	1.00200	0.313	192.194	16.016	
	Pre 89	0.99550	0.96990	0.99890	1.00300	0.316	153.686	12.807	
	Post 89	0.99800	0.98020	0.99870	1.00900	0.421	346.227	28.852	
	Pre 94	0.99400	0.96530	0.99870	1.00300	0.295	115.178	9.598	
	Post 94	0.96260	0.86830	0.97940	1.00700	0.181	18.185	1.515	
PPI	Full series	0.98780	0.95700	0.99420	1.00200	0.189	56.468	4.706	
	Pre 89	0.99590	0.97190	0.99890	1.00300	0.317	168.713	14.059	
	Post 89	0.98130	0.91530	0.99460	1.00500	0.229	36.719	3.060	
	Pre 94	0.99340	0.96370	0.99850	1.00300	0.286	104.675	8.723	
	Post 94	0.88190	0.75110	0.86920	1.00200	0.075	5.515	0.460	

TABLE 5. LOG REAL MEXICAN PESO RESULTS CONSIDERING THE SUB-SERIES MENTIONED IN SECTION IV

<i>Deflator</i>	<i>Serías</i>	<i>0.95 posterior probability interval</i>					$P[p \geq 1 y]$	<i>Half-life (Months)</i>	<i>Half-life (Years)</i>
		<i>mean</i>	<i>0.025</i>	<i>median</i>	<i>0.975</i>				
CPI	Full series	0.94150	0.91290	0.94100	0.97360	0.00173	11.499	0.958	
	Pre 85	0.89280	0.84370	0.89210	0.94590	0.00033	6.113	0.509	
	Post 85	0.99070	0.94550	0.99800	1.00400	0.27795	74.185	6.182	
	Pre 94	0.98650	0.90110	0.98530	0.98550	0.00680	10.565	0.880	
	Post 94	0.94440	0.84380	0.94840	1.00400	0.13448	12.117	1.010	
PPI	Full series	0.92080	0.87210	0.91850	0.99680	0.00888	8.401	0.700	
	Pre 85	0.97160	0.76710	0.99450	1.02000	0.33570	24.058	2.005	
	Post 85	0.98210	0.92180	0.99600	1.00400	0.23317	38.376	3.198	
	Pre 94	0.96000	0.87850	0.96870	1.00500	0.13348	16.980	1.415	
	Post 94	0.94000	0.83560	0.94220	1.00400	0.13335	11.202	0.934	

supporting the alternative hypothesis of almost the same levels for both series. This also leads to the conclusion of an after-85 half-life of three to five years (in line with the literature), and an after-94 half-life of one year.

Notice also that they too allow for similar conclusions regarding the effect of the liberalization of the Mexican economy after 1985. In both cases, the series after 1985 seem to have lost stationarity reflecting in a point estimator closer to unity, although, in the case of the PPI series the posterior probability decreases. The closeness to non-stationarity could perhaps be explained by an increased inflow of speculative capital not accompanied by the corresponding liberalization and increase of trade in goods.

These results then, seem to suggest that, even when the stationarity assumption is strongly supported by all the Mexican series analyzed, both the liberalization of the Mexican economy and the signature of NAFTA have a negative effect on stationarity of the log real exchange rate series. However, it should be kept in mind that conditions in the Mexican economy have historically changed in a drastic fashion and perhaps a three-period study (1957-1985, 1985-1994, and 1994-2006) would be more adequate and clarifying.

VI. CONCLUSIONS

The purchasing power parity condition is said to be one of the few hypotheses in exchange rate modelling that should more evidently hold. Empirical data, however, has rarely supported PPP, at least in the short run. So noticeable has been this conflict between theory and reality that this phenomenon is frequently identified as the PPP puzzle.

One of the most common explanations for this behaviour of exchange rates is found in frictions in the goods markets that create distortions not contemplated by the ideal PPP setup. Most of these frictions can arguably be diminished, even almost eliminated, through trade agreements such as the North American Free Trade Agreement (NAFTA) subscribed between the US, Canada, and Mexico.

Additionally, there have been some criticisms to the way that the PPP condition is tested in empirical studies. Although PPP tests are abundant in the literature and several approaches to the subject have been tried, the modern standard approach is that of unit root tests for stationarity in autoregressive series.

Unit root tests, however, have often been criticized mainly for two reasons: first, the most common tests seem to have small explanatory power particularly when dealing with series that are in the boundary of stationarity, as is the case with most real exchange rate series; second, the hypothesis test procedure is often criticized for treating asymmetrically the null and alternative hypothesis. Bayesian procedures have been proposed as a reasonable alternative for dealing with these two problems.

This work has tried to assess the effect of NAFTA on the PPP condition in the Canadian dollar and Mexican peso by testing for unit roots in both series using a Bayesian approach.

Given that there does not seem to be a unique reference Bayesian model for testing for unit roots in real exchange rates, different models were compared using the DIC criterion in order to be able to use in our analysis the one that was best supported by the data. The chosen model was an AR(1) model with drift and deterministic time trend, with a non-linear parameterization, and a Normal-Gamma prior specification.

The empirical results for Canada suggest that the subscription of NAFTA (or the further ratification and consolidation of the first US-Canada trade agreement back in 1985) does have a strengthening effect on the stationarity of the real exchange rate. In the Mexican case, however, the results are not as clear showing ambiguous effects of the subscription of the trade agreement on the stationarity of the series, depending on the index used to deflate the nominal exchange rate.

In the Mexican case also, the effect of the initial liberalization of the economy in the 1980s does seem to have a negative effect on the series' stationarity if we look at the point estimators of the autoregression parameter. This is perhaps partially explained by the increase in speculative capital inflow to Mexico, resulting in a less stable time series of the nominal exchange rate. When we look at the posterior probabilities of the null hypothesis, however, this is not confirmed in the PPI series. This discrepancy is perhaps introduced by the size difference between the CPI and the PPI series.

As for the comparison between the Canadian and the Mexican real exchange rates, it can be said that the Mexican series shows a stronger support for the stationarity hypothesis than the Canadian series. This may be explained by two possible factors: the bigger and perhaps more influential Canadian exchange rate markets that would give a higher volatility to the Canadian time series, and the greater inflationary pressures in the Mexican economy that increases the speed of adjustment to shocks.

It is also interesting to notice that in both cases, Canada and Mexico, support to the commodity-arbitrage view of PPP can be observed in the lower point estimators for the autoregressive parameter, as well as lower posterior probabilities to the null hypothesis, obtained when the PPI deflator is used.

Throughout this work one of the underlying hypothesis was that the exchange rate in both countries followed an autoregressive process of order one. This is the simplest model and the one that is most commonly found in the literature. However, it should be mentioned that neither higher order nor moving average time series models were tested.

It should also be noticed that the point and interval estimators used in this work were those provided automatically by WinBugs. In a more strict Bayesian approach a loss function should have been specified and estimators should then have been obtained in the way described in section II. Estimators obtained in this more orthodox way might differ from those obtained here.

Also, for practical reasons a conditional likelihood approach was used. In section II.2.c, however, it was pointed out that even when conditional likelihood models are common in practice, some authors point out that there may be cases when results show sensitivity to the choice between a conditional and a full likelihood model.

One of the weaknesses of the analysis is perhaps the difference in series size in the Mexican case that does not permit a good comparison of results between deflators. Future analysis will perhaps benefit from a larger PPI series, although, regrettably, without including the period prior the 1980s.

Also, the lack of a strongly supported reference model for unit root testing in the practice weakens perhaps the use of Bayesian methods, even when great practical difficulties can be solved by the use of tools such as WinBugs that facilitate greatly the implementation of Bayesian methods.

Finally, the analysis could perhaps also benefit from the inclusion of the Mexican peso/Canadian dollar real exchange rate analysis in order to assess the extent to which the use of the US dollar as pivotal currency is affecting the present analysis.

Appendix

WINBUGS PROGRAMS

Insert here a description of the structure of a WinBugs program.

Main model

Model for an AR(1) process using a normal-gamma prior for the parameters of the autoregression and the non-linear specification of the AR parameters. Model with trend and drift.

Models log-real exchange.

```

model
{
  ### structure of the model

  alpha2 <- alpha1*(1-rho) + rho*delta1  ### Models the drift
  delta2 <- delta1*(1-rho)              ### Models the deterministic time trend

  for(i in 2:N)
  {
    mu[i] <- alpha2+delta2*i+rho*y[i-1]  ### Specifies the mean of the process
    y[i] ~ dnorm(mu[i],tau)             ### Normality assumption
  }

  ### Prior distributions

  tau ~ dgamma(a, b)                   ### Gamma distribution of the precision parameter
  alpha1 ~ dnorm(m[1], t)              ### Conditional normal distribution
  delta1 ~ dnorm(m[2], t)
  rho ~ dnorm(m[3], t)

  t <- tau*P

  ### Prior parameters are assigned a non-informative value

  a <- 0.00001
  b <- 0.00001
  m[1] <- 0
  m[2] <- 0
  m[3] <- 1
  P <- 0.00001

}

```

Script

In the WinBugs environment, a small routine, called a “script”, can be used to run specific instructions in order to avoid having to use the menus in the Windows environment of the program.

Runs the script for the ar1, model 6, mxp, cpi deflated

Initial sintaxis check, data loading, and compilation of main program

```

check('Dissertation\model\ar1_m6.odc')
data('dissertation\model\data_mexico_cpi.txt')
compile(3)

```

```

### Assign the initial values for the simulation for the 3 chains
inits(1,'dissertation\model\initial_m6.odc')
inits(2,'dissertation\model\initial_m6.odc')
inits(3,'dissertation\model\initial_m6.odc')

### Variables or "stochastic nodes" to monitor
set(alpha1)
set(delta1)
set(rho)
set(tau)

### Set the DIC statistic calculation
dic.set()

### Run simulation
update(20000)

        Produce density plots, summary statistics, and Gelman-Rubin statistic
density(*)
stats(*)
gr(*)

### Produce DIC statistic
dic.stats()

### Save simulation results for stochastic nodes
coda(alpha1,'dissertation\model\coda_alpha1_m6_mxp_cpi')
coda(delta1,'dissertation\model\coda_delta1_m6_mxp_cpi')
coda(rho,'dissertation\model\coda_rho_m6_mxp_cpi')
coda(tau,'dissertation\model\coda_tau_m6_mxp_cpi')

```

BIBLIOGRAPHY

- Abaaf, Niso, and Philippe Jorion (1990), "Purchasing power parity in the long run", *The Journal of Finance*, vol. 45, n° 1, pp. 157-74.
- Ahking, Francis W. (1997), "Testing long-run purchasing power parity with a Bayesian unit root approach: the experience of Canada in the 1950s", *Applied Economics*, vol. 29, pp. 813-19.
- Ahking, Francis W. (2004), *The Power of the "Objective" Bayesian Unit-Root Test*, University of Connecticut, Department of Economics (Working Papers, n° 2004-14).
- Bauwens, Luc, Michel Lubrano, and Jean-François Richard (1999), *Bayesian inference in dynamic econometric models*, Oxford University Press, Oxford, United Kingdom.

- Berger, James O., and Ruo-yong Yang (1994), "Non-informative priors and Bayesian testing in the AR(1) model", *Econometric Theory*, vol. 10, nºs 3-4, pp. 461-82.
- Bernardo, José M. (2005), "Reference analysis", in D. K. Dey and C. R. Rao (eds.), *Handbook of statistics 25*, Elsevier, pp. 17-90.
- Bernardo, José M., and Adrian F. M. Smith (1994), *Bayesian theory*, John Wiley and Sons, Chichester, United Kingdom.
- Brooks, Chris (2002), *Introductory econometrics for finance*, Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom.
- Brooks, Stephen P., and Andrew Gelman (1998), "General methods for monitoring convergence of iterative simulations", *Journal of Computational and Graphical Statistics*, vol. 7, nº 4, pp. 434-55.
- Cashwell, E. D., and C. J. Everett (1959), *A practical manual on the Monte Carlo method for random walk problems*, Pergamon Press, New York, United States of America.
- Clarida, Richard, and Jordi Gali (1994), *Sources of real exchange rate fluctuation: how important are nominal shocks?*, National Bureau of Economic Research (Working papers, nº 4658).
- Congdon, Peter (2003), *Applied Bayesian modelling*, John Wiley and Sons, West Sussex, England.
- Copeland, Laurence (2005), *Exchange rates and international finance*, 4th edition, Prentice Hall, Harlow, United Kingdom.
- Cowles, Mary Kathryn, and Bradley P. Carlin (1996), "Markov Chain Monte Carlo convergence diagnostics: a comparative review", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 91, nº 434, pp. 873-82.
- DeGroot, Morris H. (1970), *Optimal statistical decisions*, McGraw-Hill, New York, United States of America.
- Dejong, David N., and Charles H. Whiteman (1991), "The case for trend-stationarity is stronger than we thought", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 6, pp. 413-21.
- Frenkel, Jacob A. (1978), "Purchasing power parity: doctrinal perspective and evidence from the 1920s", *Journal of International Economics*, vol. 8, nº 2, pp. 169-91.
- Frenkel, Jacob A. (1981), "The collapse of purchasing power parities during the 1970s", *European Economic Review*, vol. 16, nº 1, pp. 145-65.
- Gelman, A., and D. Rubin (1992), "Inference from iterative simulation using multiple sequences", *Statistical Science*, vol. 7, pp. 457-511.
- Geyer, Charles J. (1992), "Practical Markov Chain Monte Carlo", *Statistical Science*, vol. 7, nº 4, pp. 437-83.

- Glen, Jack D. (1992), "Real exchange rates in the short, medium and long run", *Journal of International Economics*, vol. 33, n^{os} 1-2, pp. 147-66.
- Gould, David M. (1998), "Has NAFTA changed North American trade?", *Economic and Financial Policy Review* (Federal Reserve Bank of Dallas), March 1998, pp. 12-23.
- Harris, Richard, and Nicolas Schmitt (2003), "The consequences of an increased labour mobility within an integrated North America", in R. Harris (ed.), *North American linkages: opportunities and challenges for Canada*, vol. 11, chap. 8, Industry Canada Research Series, University of Calgary Press, Calgary, United States of America, pp. 313-54,
- Harris, Richard, and Nicolas Schmitt (2005), "Labour mobility and a North American common market: implications for Canada", in S. Easton, R. Harris, and N. Schmitt (eds.), *Brain on the move: essays on human capital mobility in a globalizing world*, chap. 9, C. D. Howe Institute, Toronto, Canada, pp. 133-74.
- Harvey, Campbell R., and Guofu Zhou (1990), "Bayesian inference in asset pricing tests", *Journal of Financial Economics*, vol. 26, n^o 2, pp. 221-54.
- Hoek, Henk, André Lucas, and Herman K. van Dijk (1995), "Classical and Bayesian aspects of robust unit root inference", *Journal of Econometrics*, vol. 69, pp. 27-59.
- Jeffreys, Harold (1939), *The theory of probability*, Clarendon Press, Oxford, United Kingdom.
- Koop, Gary (1992), "Objective Bayesian unit root tests", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 7, n^o 1, pp. 65-82.
- Krueger, Anne O. (1999), *Trade creation and trade diversion under NAFTA*, National Bureau of Economic Research (Working Papers, n^o 7429).
- Krueger, Anne O. (2000), "NAFTA's effects: a preliminary assessment", *The World Economy*, vol. 23, n^o 6, June, pp. 761-775.
- Lancaster, Tony (2004), *An introduction to modern Bayesian econometrics*, Blackwell Publishing, Oxford, United Kingdom.
- Liang, Feng, Rui Paulo, German Molina, Merlise A. Clyde, and Jim O. Berger (2005), *Mixtures of g-priors for Bayesian variable selection*, Duke University, Institute of Statistics and Decision Sciences (Discussion Paper, n^o 2005-12).
- Lothian, James R., and Mark P. Taylor (1996), "Real exchange rate behaviour: the recent float from the perspective of the past two centuries", *Journal of Political Economy*, vol. 104, n^o 3, pp. 488-509.

- Lubrano, Michel (1995), "Testing for unit roots in a Bayesian framework", *Journal of Econometrics*, vol. 69, pp. 81-109.
- Mark, Nelson C. (2001), *International macroeconomics and finance*, Blackwell Publishing, Oxford, United Kingdom.
- Meese, Richard A., and Kenneth Rogoff (1983), "Empirical exchange rate models of the seventies: do the fit out of sample?", *Journal of International Economics*, vol. 14, n^{os} 1-2, pp. 3-24
- Parsley, David, and Shang-Jin Wei (2003), *A prism into the PPP puzzles: the micro-foundations of Big Mac real exchange rates*, National Bureau of Economic Research (Working Papers, n^o 10074).
- Peña, Daniel, George C. Tiao, and Ruey S. Tsay (2001), *A course in time series analysis*, John Wiley and Sons, New York, United States of America.
- Phillips, P. C. B. (1991), "To criticize the critics: an objective Bayesian analysis of stochastic trends", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 6, n^o 4, pp. 333-64.
- Polson, Nicholas G. (1996), "Convergence of Markov Chain Monte Carlo algorithms", in J. M. Bernardo, J. O. Berger, A. P. David, and A. F. M. Smith (eds.), *Bayesian Statistics 5*, Oxford University Press, Oxford, United Kingdom, pp. 297-321.
- Robertson, Raymond (2003), *Did NAFTA increase labour market integration between the United States and Mexico?*, mimeo, Macalester College, Department of Economics.
- Rogoff, Kenneth (1996), "The purchasing power parity puzzle", *Journal of Economic Literature*, vol. 34, n^o 2, pp. 647-68.
- Schotman, Peter, and Herman K. van Dijk (1991), "A Bayesian analysis of the unit root in real exchange rates", *Journal of Econometrics*, vol. 49, pp. 195-238.
- Sims, Christopher A. (1988), "Bayesian scepticism on unit root econometrics", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, pp. 463-74.
- Sims, Christopher A., and Harald Uhlig (1988), *Understanding unit rooters: a helicopter tour*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Institute for Empirical Macroeconomics (Discussion Paper, n^o 4).
- Smith, A. F. M., and G. O. Roberts (1993), "Bayesian Computation via the Gibbs sampler and related Markov Chain Monte Carlo methods", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, vol. 55, n^o 1, pp. 3-23.
- Spiegelhalter, David, Andrew Thomas, Nicky Best and Dave Lunn (2004), *WinBugs user manual, Version 1.4.1*, (<http://www.mrc-bsu.cam.ac.uk/bugs>).

- Wang, Dazhe and Sujit K. Ghosh (2002), "Bayesian analysis of random coefficient autoregressive models", *Joint Statistical Meeting Proceedings*.
- West, Mike (1984), "Outlier models and prior distributions in Bayesian linear regression", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, vol. 46, pp. 431-39.

Edward M. Gramlich

Edward M. Gramlich

*Auges y quiebras: el caso de las hipotecas
subprime*

Eduardo Turrent Díaz

*Las tres etapas de la autonomía del banco
central en México*

Michele Braun
James McAndrews
William Roberds
Richard Sullivan

*Comprendiendo la administración de riesgos
en los pagos minoristas emergentes*

CEMLA (ed.)

*Estimación y uso de variables no observables
en la región*

Serie PROGRAMA DE INVESTIGACIÓN CONJUNTA

William A. Allen

Metas de inflación: la experiencia británica

Serie ENSAYOS

Rodolfo de Jesús Haro García

*Metodologías para la estimación matemática de
la matriz de insumo-producto simétrica: a partir
de las matrices de oferta y utilización
asimétricas en una economía abierta*

Serie ESTUDIOS



El *Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos* es una asociación regional de bancos centrales de América Latina y el Caribe. Además participan, como miembros colaboradores, bancos centrales extrarregionales, organismos supervisores y entidades financieras regionales. El principal cometido de la Institución es, desde 1952, la cooperación entre sus miembros para promover un mejor conocimiento de temas monetarios y financieros en la región. Entre sus modalidades de acción el Centro realiza actividades de capacitación, divulgación y estudios, así como programas plurianuales de asistencia técnica en áreas de infraestructura del sector financiero. Asimismo, el CEMLA actúa como secretaría técnica en las reuniones de gobernadores y técnicos de banca central de nuestra región.

El CEMLA ofrece regularmente desde 1955 publicaciones periódicas que, al cabo del año, pasan revista y analizan los principales temas financieros y monetarios que ocupan la atención de los bancos centrales de América Latina y el Caribe. En el *Boletín* se presentan temas actuales de interés general que reúnen a una amplia audiencia para mantenerla a la vanguardia en los principales debates en materia de teoría y política económica, monetaria y financiera. *Monetaria* y *Money Affairs* (publicaciones bilingüe y en inglés, respectivamente) difunden estudios elaborados por investigadores de bancos centrales, instituciones financieras internacionales, universidades y otras entidades académicas. En los artículos publicados predomina un enfoque teórico o cuantitativo sobre temas especializados en los campos financiero y monetario.

monetaria

Suscripción anual: 80.00 dólares (América Latina y el Caribe: 50.00 dólares; estudiantes y maestros: 40.00 dólares). Ejemplar suelto: 22.00 dólares (América Latina y el Caribe: 15.00 dólares; estudiantes y maestros: 11.00 dólares).

Suscripciones y pedidos:

Aída Salinas Domínguez

CEMLA

Durango nº 54, México, D. F., 06700, México

Tel.: (5255) 5061-6651

Telefax: (5255) 5061-6659

E-mail: publicaciones@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)	Banca d'Italia
Bank of Canada	De Nederlandsche Bank (Países Bajos)
Banco de España	Bangko Sentral ng Pilipinas
Federal Reserve System (Estados Unidos)	Banco de Portugal
Banque de France	European Central Bank

Otras instituciones

Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)	Superintendencia de Bancos (República Dominicana)
Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)	Banco Centroamericano de Integración Económica
Superintendencia de Bancos (Guatemala)	Banco Latinoamericano de Exportaciones, S. A.
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Deutscher Genossenschafts- und Raiffeisenverband e. V. (Confederación Alemana de Cooperativas)
Superintendencia de Bancos (Panamá)	Fondo Latinoamericano de Reservas