**ESTIMACIONES DE LAS FUNCIONES CONSUMO
DE BIENES NO DURABLES Y SERVICIOS Y
DE BIENES DURABLES: 1980.1 - 2001.3**

Alejandro Pérez López Elguézabal¹

Julio de 2002
Documento de Investigación No. 2002-08
Dirección General de Investigación Económica
BANCO DE MÉXICO

¹ Se agradecen los comentarios del Dr. Alejandro Werner, del Dr. Jesús González García y de los participantes en el Seminario de la Dirección de Estudios Económicos del Banco de México, así como la ayuda de Ma. del Rosario Cortés Bravo y Eduardo Cabal en la elaboración y edición de este documento. Las opiniones contenidas en este trabajo corresponden exclusivamente al autor y no necesariamente representan el punto de vista del Banco de México.

1. Introducción

A través del tiempo, en la mayoría de los países el consumo ha sido el principal componente de la demanda agregada. Concretamente, en México en el año 2000 el consumo privado total constituyó el 70% del PIB. Dada su importancia cuantitativa, el consumo es una variable fundamental en la determinación del equilibrio macroeconómico tanto de largo como de corto plazo. Ello, toda vez que el consumo determina la tasa de ahorro, a su vez uno de los factores de la tasa de crecimiento económico de largo plazo. Por su parte, en el corto plazo, las fluctuaciones del consumo son un elemento básico en la explicación de las fluctuaciones cíclicas del producto. En el presente estudio se analizan, desde el punto de vista econométrico los dos principales componentes del consumo privado total en México: el consumo de bienes no durables y servicios y el consumo de bienes durables. El estudio responde a tres objetivos: presentar estimaciones de las funciones de consumo de largo y corto plazo, probar varias hipótesis acerca de las funciones de consumo de corto plazo, y verificar que tan adecuados son estos modelos econométricos como herramientas de pronóstico, para ambos tipos de consumo.

Una primera característica de la función de consumo de largo plazo puede observarse en la Gráfica 1, en la cual se presenta el logaritmo del consumo de bienes no durables y servicios contra el logaritmo del PIB, ambos en términos reales. Claramente se percibe una relación directa entre ambas variables. Por lo que un primer problema a investigar es si existe una relación estable de largo plazo entre ambas variables, es decir, si éstas están cointegradas. Una segunda característica de los datos tiene que ver con el precio relativo. El precio relativo de los bienes durables en términos de los bienes no durables y servicios se aproxima en este trabajo por medio del tipo de cambio real. Por un lado, esto se debe a que no se tiene el dato del precio relativo para la muestra completa y, por otro, a que los bienes durables son principalmente bienes comerciables internacionalmente mientras que los bienes no durables y los servicios son en su mayoría bienes no comerciables. De manera que el tipo de cambio real resulta ser una buena proxy del precio relativo. En la Gráfica 2,

puede apreciarse una relación inversa entre el logaritmo del consumo de bienes durables y el logaritmo del tipo de cambio real. Al igual que en el caso anterior, es de interés analizar si las variables en cuestión están cointegradas. Una tercera característica, que se refiere a la función consumo de corto plazo, se aprecia en la Gráfica 3, la cual muestra la primera diferencia del logaritmo del consumo de bienes no durables y servicios contra la primera diferencia del logaritmo del PIB rezagada dos periodos. En este caso, es posible notar que existe cierta relación directa entre las variables, la cual refuta la hipótesis de Hall (Deaton (1992)) de que el incremento del consumo no depende del crecimiento del PIB. Implícitamente, dicho resultado favorece la hipótesis de que al menos algunos consumidores tienen restricciones de liquidez (Campbell y Mankiw (1989)).

Existen varias formas de comprobar si un modelo econométrico es adecuado o no, por ejemplo, vía las pruebas estadísticas usuales. Sin embargo, una prueba más estricta para establecer la utilidad de un modelo econométrico es la de investigar que tan bien pronostica a la variable dependiente. Es decir, no juzgar a los modelos por sus métodos de construcción sino por los beneficios para los usuarios que se derivan de ellos. Así, con el fin de efectuar tal comprobación, se llevaron a cabo ejercicios de pronóstico de los dos tipos de consumo para diferentes horizontes de pronóstico: los cuatro trimestres de 2000 y los tres primeros trimestres de 2001.

El artículo está estructurado de la siguiente forma. En la sección 2, se presenta el marco teórico que se refiere a la relación de las variaciones del consumo, del ingreso y la tasa real de interés, poniendo énfasis particular en la hipótesis de Hall y en la hipótesis de restricción de liquidez. En la sección 3, se definen empíricamente las variables y se llevan a cabo pruebas de raíz unitaria con el objeto de establecer cuales son estacionarias y cuales no. En la sección 4, se estiman los coeficientes de cointegración de las funciones de consumo de largo plazo. Para estimar dichos coeficientes se utilizaron tres procedimientos estadísticos diferentes: las estimaciones implícitas en los modelos de corrección de error, el método de Engle-Granger, y el método de Johansen. Estos coeficientes miden las elasticidades ingreso y tipo de cambio real de largo plazo para los dos tipos de consumo. En la sección 5, se incorporan las estimaciones relativas a los modelos de corrección de error para las dos categorías de consumo, las pruebas de hipótesis realizadas con respecto a las elasticidades ingreso y tipo de cambio real de corto plazo, así como de los efectos de corto plazo de la tasa de interés real. En la sección 6, se reestiman los dos modelos de corrección de error terminando la muestra alternativamente en el cuarto trimestre de 1999 y en el cuarto trimestre de 2000. Asimismo, con los modelos estimados se pronosticaron ambos tipos de consumo para dos horizontes: los cuatro trimestres de 2000 y los tres primeros trimestres de 2001. A continuación, se comparan las trayectorias observadas con los intervalos

pronosticados para evaluar a los dos modelos econométricos aplicados. Finalmente, en la sección 7 se presentan las conclusiones.

2. Marco Teórico (Abel 1990)

Según los principales modelos teóricos relativos al consumo, los agentes económicos –al hacer sus decisiones de consumo- toman en cuenta los recursos que obtendrán a lo largo de toda su vida, no solamente su ingreso corriente. Asimismo, tanto el modelo del ciclo de vida de Modigliani y Brumberg (1954) como el del consumo permanente de Friedman (1957) se basan en la noción de que los consumidores prefieren un consumo más o menos constante a lo largo del tiempo. Según esos enfoques, el acceso a los mercados de capital les permite a los consumidores elegir una secuencia de consumos a través del tiempo que es más estable que la secuencia de los ingresos. Para un consumidor con la posibilidad de operar en un mercado perfecto de capital, no debería haber una relación entre el consumo y el ingreso contemporáneos.

El análisis teórico del consumo se basa en el supuesto de que los consumidores tienen acceso a un mercado perfecto de capital y pueden prestar o pedir prestado a una tasa de interés exógena. Sin embargo, muchos consumidores no pueden manejar su consumo como lo predicen las teorías del ciclo de vida-ingreso permanente porque no pueden pedir prestado tanto como quisieran a la tasa de interés prevaleciente. Se dice que los consumidores que no pueden aumentar su endeudamiento para elevar su consumo enfrentan una restricción de liquidez. En general, la relación entre consumo e ingreso es diferente para los consumidores que enfrentan una restricción de liquidez que para los que no la enfrentan. Por ejemplo, si existe una restricción de liquidez y el ingreso del consumidor aumenta un peso, el consumo corriente aumentará un peso. Inversamente, si el ingreso corriente disminuye un peso, el consumidor estará forzado a reducir su consumo un peso. Por consiguiente, para un consumidor que enfrenta una restricción de liquidez, la propensión marginal a consumir con respecto al ingreso corriente será uno.

El modelo del ciclo de vida-ingreso permanente se aplica al consumo de no durables y servicios. No obstante, en la práctica hay que enriquecer dicho modelo para incorporar a los bienes durables en el problema de la elección del consumidor. Es de notar que el consumo de bienes durables tiene un comportamiento cíclico muy diferente al del consumo de bienes no durables y servicios. La varianza del gasto en durables es bastante mayor que la del gasto en no durables y servicios. No obstante, el nivel del gasto en durables es mucho menor que el nivel en no durables y servicios.

A continuación se presentan los modelos teóricos específicos que sirvieron de base para los modelos econométricos de corrección de error. En dichos modelos los conceptos de consumo estudiados aparecen en diferencias logarítmicas.

2.1 Bienes No Durables y Servicios (Campbell y Mankiw 1989)

Según este enfoque teórico, el problema del consumidor es maximizar su utilidad esperada:

$$\max E_t \sum_{s=0}^{T-t} (1 + \delta)^{-s} u(C_{t+s})$$

donde la función utilidad es creciente y cóncava ($u' > 0$ y $u'' < 0$), sujeta a la siguiente restricción de riqueza:

$$\sum_{s=0}^{T-t} (1 + r)^{-s} (C_{t+s} - W_{t+s}) = A_t \quad (1)$$

donde C es el consumo, W el salario, A la riqueza, δ la tasa subjetiva de descuento y r la tasa real de interés.

La condición de primer orden es:

$$E_t u'(C_{t+1}) = \left[\frac{1 + \delta}{1 + r} \right] u'(C_t) \quad (2)$$

Para formular la hipótesis nula (hipótesis de Hall) se utiliza la ecuación (2). A tal fin, se supone que $\delta=r$ y se supone que la utilidad marginal del consumo es lineal. De manera que (2) puede expresarse como:

$$E_t C_{t+1} = C_t \quad (3)$$

o

$$\Delta C_t = \varepsilon_t \quad (4)$$

donde ε_t es un error de pronóstico o de regresión. La ecuación (3) indica que el consumo es una “caminata al azar” o de manera equivalente, según la ecuación (4), que el incremento del consumo es un error aleatorio. De tal forma que la mejor predicción del consumo futuro es el consumo presente o, de manera alternativa, que el cambio en el consumo es imprevisible. En particular $E_t C_{t+1}$ o ΔC_t no dependen del ingreso o del producto.

Para formular la hipótesis alternativa (restricción de liquidez), se supone que una fracción λ del ingreso total es recibida por los individuos que consumen su ingreso corriente $C_t = Y_t$ y una fracción $(1-\lambda)$ del ingreso tiene como destino a los individuos que consumen su ingreso permanente. De acuerdo con estos supuestos

Ingreso total = $Y_{1t} + Y_{2t}$, donde:

$$Y_{1t} = \lambda Y_t$$

$$Y_{2t} = (1-\lambda) Y_t$$

Para el primer grupo:

$$\Delta C_{1t} = \Delta Y_{1t} = \lambda \Delta Y_t$$

y para el segundo:

$$\Delta C_{2t} = (1 - \lambda) \varepsilon_t$$

La hipótesis alternativa es que el cambio en el consumo agregado es

$$\Delta C_t = \Delta C_{1t} + \Delta C_{2t} = \lambda \Delta Y_t + (1 - \lambda) \varepsilon_t \quad (5)$$

donde ΔC_t sí depende de ΔY_t

2.2 Bienes Durables (Mankiw 1982)

A continuación se presenta un modelo para la demanda de bienes durables. El problema del consumidor se plantea como:

$$\max E_t \sum_{s=0}^{T-t} (1 + \delta)^{-s} u(K_{t+s})$$

en donde la función de utilidad es creciente y concava ($u' > 0$ y $u'' < 0$), sujeto a

$$\sum_{s=0}^{T-t} (1 + r)^{-s} [K_{t+s} - (1 - d)K_{t+s-1} - W_{t+s}] = A_t$$

donde K es la demanda acervo del bien durable y d su tasa de depreciación. Si $d = 1$, el modelo de bienes durables se reduce al modelo (anterior) de bienes no durables.

La condición de primer orden es:

$$E_t u'(K_{t+1}) = \left[\frac{1 + \delta}{1 + r} \right] u'(K_t)$$

Si se supone $\delta = r$ y que la utilidad marginal es lineal, la condición de primer orden se puede expresar como:

$$K_{t+1} = a + K_t + u_t \quad (6)$$

donde u_t es un error de regresión.

Por otro lado, existe la siguiente identidad entre la demanda acervo (K) y la demanda flujo (C):

$$K_{t+1} = (1-d)K_t + C_{t+1} \quad (7)$$

Así, combinando (5) y (6) se obtiene la hipótesis nula en términos de la demanda flujo para los bienes durables:

$$C_{t+1} = da + C_t + u_{t+1} - (1-d)u_t \quad (8)$$

en donde C_t , al igual que en el caso anterior sigue una “caminata al azar”. Sin embargo, en el caso presente y a diferencia del anterior, el término de error se comporta de acuerdo con un proceso de media móvil de orden 1 (MA(1)).

2.3 Consumo y Tasa de Interés (Deaton 1992)

Para analizar la relación entre el consumo y la tasa real de interés se considera una versión especial del modelo de la sección 4.1. En este caso, se supone que la función de utilidad es:

$$u = \frac{1}{1-\rho} C_t^{1-\rho}$$

de manera que el problema del consumidor es el siguiente:

$$\max E_t \sum_{s=0}^{T-t} (1+\delta)^{-s} \left[\frac{1}{1-\rho} \right] C_{t+s}^{1-\rho}$$

donde el parámetro ρ satisface $0 < \rho < 1$, sujeto a:

$$\sum_{s=0}^{T-t} (1+r)^{-s} [C_{t+s} - W_{t+s}] = A_t$$

La condición de primer orden es:

$$E_t C_{t+1}^{-\rho} = \left[\frac{1+\delta}{1+r} \right] C_t^{-\rho}$$

suponiendo que no hay incertidumbre, la ecuación se puede expresar como:

$$-\rho \log C_{t+1} \approx (\delta - r) - \rho \log C_t$$

o bien:

$$\Delta \log C_t = \rho^{-1}(r - \delta)$$

que muestra una relación positiva entre el cambio logarítmico del consumo y la tasa real de interés.

2.4 Implicaciones Empíricas

Del marco teórico anterior se desprenden principalmente dos hipótesis: la hipótesis de Hall y la de restricción de liquidez. La hipótesis de Hall, que se deriva de la ecuación (4), indica entre otras cosas que las variaciones del consumo en el tiempo no dependen de las variaciones del ingreso en el tiempo. Así, en una regresión donde la primera diferencia del logaritmo del consumo sea la variable dependiente, la primera diferencia del logaritmo del ingreso no debería tener un coeficiente estadísticamente significativo.

Sin embargo, para obtener la hipótesis de Hall es necesario suponer que todos los consumidores tienen acceso a un mercado perfecto de capitales. Si este no es el caso y existe un grupo de personas que no pueden prestar o pedir prestado recursos a una tasa de interés competitiva, entonces dichas personas se verán obligadas a consumir la totalidad de su ingreso corriente. Claramente, esta situación tiene implicaciones sobre la función

consumo. Así, según la ecuación (5) la primera diferencia del consumo depende positivamente de la primera diferencia del ingreso. De manera que, cuando existe una restricción de liquidez, en una regresión de la primera diferencia del logaritmo del consumo contra la primera diferencia del logaritmo del ingreso, se esperaría encontrar un coeficiente positivo y significativo.

Las hipótesis de Hall y la de restricción de liquidez se refieren al consumo de bienes no durables y servicios. Sería muy conveniente que estas hipótesis pudieran ampliarse al caso del consumo de durables. De hecho, tal extensión se lleva a cabo en la sección 2.2 de este trabajo, donde se formula un problema de maximización intertemporal de la utilidad, tomando en consideración la durabilidad del bien de consumo, y cuya condición de primer orden implica, con la ayuda de ciertos supuestos, la hipótesis de Hall. Por otra parte, la hipótesis de restricción de la liquidez se puede plantear para el caso de los bienes durables de la misma manera que en el caso de los bienes no durables y de los servicios. Por consiguiente, la propuesta es que resulta posible probar económicamente ambas hipótesis para los bienes durables, de la misma forma en que se han llevado a cabo pruebas para los bienes no durables y servicios.

Una última hipótesis que se deriva del marco teórico citado, relaciona la tasa real de interés con la primera diferencia del logaritmo del consumo (o tasa de crecimiento del consumo). Es bien sabido que, en general, la tasa real de interés tiene un efecto ambiguo sobre el consumo corriente. No obstante, una vez más la condición de primer orden de maximización implica que un incremento de la tasa real de interés produce un aumento en la tasa de crecimiento del consumo. Nótese que en esta situación, el consumo corriente puede subir o disminuir. Geométricamente, la hipótesis señala que conforme aumenta la pendiente de la línea de riqueza, mayor será la tasa marginal de sustitución en el punto óptimo. Consecuentemente, una tercera hipótesis que es posible probar empíricamente es la siguiente: en una regresión de la primera diferencia del logaritmo del consumo (ya sea de bienes no durables y servicios o bienes durables) la tasa real de interés debe tener un coeficiente positivo y significativo.

3. Pruebas de Raíz Unitaria

Para probar hipótesis acerca de los parámetros de una regresión, resulta de importancia fundamental distinguir entre las series de tiempo estacionarias (que fluctúan alrededor de cierto valor medio) y las series no-estacionarias (que no fluctúan alrededor de tal valor). Por lo general, en una regresión con variables estacionarias pueden aplicarse las pruebas estadísticas usuales. Sin embargo, en una ecuación donde las variables son no-estacionarias, los diversos estadísticos de la regresión tienen distribuciones no-estándar, que sólo es posible evaluar mediante métodos numéricos complicados. Por consiguiente, antes de estimar las funciones de consumo de largo y corto plazos, fue necesario establecer si el consumo y sus determinantes son o no variables estacionarias. En otras palabras, no fue posible comenzar el trabajo econométrico sin antes esclarecer las características estadísticas de cada variable. Con el objeto de probar las hipótesis de no-estacionariedad de las variables, se aplicaron pruebas Dickey-Fuller aumentadas.

En los estudios de la función consumo la variable de escala usualmente considerada es el ingreso disponible. Sin embargo, en este trabajo se utiliza como variable de escala al producto interno bruto debido a dos razones. Primero, porque no existen datos de ingreso nacional de México para el periodo de estudio y, segundo, porque los datos de ingresos tributarios del gobierno son prácticamente una fracción constante del PIB (alrededor de 11%). De manera que si se calcula la variable PIB menos los ingresos tributarios, tendrá una correlación con el PIB muy cercana a uno. Por estos motivos, en el trabajo econométrico, a continuación se considera al PIB como la variable de escala en la estimación de las funciones consumo.

Como se menciona en la introducción de este trabajo, el precio relativo entre los bienes de consumo considerados se mide por medio del tipo de cambio real. Esto se debe a que no se dispone para la muestra completa de los datos del precio relativo. No obstante, el comportamiento del precio relativo es muy similar al del tipo de cambio real. Esto tal vez se deba a que los bienes durables son en su mayoría bienes comerciables, mientras que los

bienes no durables y los servicios son principalmente bienes internos. Por consiguiente, en este trabajo se considera al tipo de cambio real como una “proxy” del precio relativo entre los bienes durables y los bienes no durables y servicios.

En las siguientes secciones se trabaja con cinco variables que se han considerado tanto en niveles como en primeras diferencias.

Estas variables son las siguientes:

LBNDS = Logaritmo del consumo de bienes no durables y servicios (a precios de 1993).

DLBNDS = Primera diferencia del logaritmo del consumo de bienes no durables y servicios

que aparecen en las Gráficas 4 y 5,

LBD = Logaritmo del consumo de bienes durables (a precios de 1993)

DLBD = Primera diferencia del logaritmo del consumo de bienes durables

que aparecen en las Gráficas 6 y 7,

LPIB = Logaritmo de producto interno bruto (a precios de 1993)

DLPIB = Primera diferencia del logaritmo del producto interno bruto

que aparecen en las Gráficas 8 y 9,

LTCR = Logaritmo del tipo de cambio real (bilateral México-Estados Unidos calculado mediante los índices de precios al consumidor y el tipo de cambio para valuar flujos de información financiera “dollar Fix”)

DLTCR = Primera diferencia del logaritmo del tipo de cambio real

que aparecen en las Gráficas 10 y 11,

R = Tasa real de interés (calculada con base en la tasa de los Cetes a 91 días y el índice de precios al consumidor)

DR = Primera diferencia de la tasa real de interés

que aparecen en las Gráficas 12 y 13.

Gráfica 4.
Logaritmo del consumo de bienes no durables y servicios

Gráfica 5.
Primera diferencia del logaritmo del consumo de bienes no durables y servicios

Gráfica 6.
Logaritmo del consumo de bienes durables

Gráfica 7.
Primera diferencia del logaritmo del consumo de bienes durables

Gráfica 8.
Logaritmo del PIB

Gráfica 9.
Primera diferencia del logaritmo del PIB

Gráfica 10.
Logaritmo del tipo de cambio real

Gráfica 11.
Primera diferencia del logaritmo del tipo de cambio real

Gráfica 12.
Tasa real de interés interna

Gráfica 13.
Primera diferencia de la tasa real de interés interna

Los datos tienen periodicidad trimestral y la muestra abarca de 1980.1 a 2001.3. Las fuentes de los datos son el INEGI, para LBNDS, LBD y LPIB, y el SIE.BANXICO para LTCR y R.

En el Cuadro 1 se presentan los resultados de las pruebas Dickey-Fuller aplicadas a las variables en niveles. Para las series LBNDS, LBD, LPIB y LTCR la hipótesis nula no se rechaza, de manera que se consideran no-estacionarias. No obstante, para la serie R se rechaza la hipótesis nula, por lo que se considera estacionaria. De acuerdo con los datos del Cuadro 2, se rechaza la hipótesis nula para las cinco variables en primeras diferencias. Por tanto, estas series se suponen estacionarias. Una vez definidas las características estadísticas de cada variable, puede procederse a estimar funciones consumo de largo y corto plazos.

Cuadro 1	
Pruebas de raíz unitaria variables en niveles	
Muestra:	1980-III 2001-III
Número de observaciones:	85
Número de rezagos:	1
Valores críticos (Mac Kinnon)	
VALOR CRÍTICO AL 1%	-3.5082
VALOR CRÍTICO AL 5%	-2.8955
VALOR CRÍTICO AL 10%	-2.5846
Prueba estadística Dickey-Fuller aumentada	
LBNDS	-0.0721
LBD	-1.8926
LPIB	-0.1288
LTCR	-2.1442
R	-4.5960

Cuadro 2	
Pruebas de raíz unitaria variables en primeras diferencias	
Muestra:	1980-IV 2001-III
Número de observaciones:	84
Número de rezagos:	1
Valores críticos (Mac Kinnon)	
VALOR CRÍTICO AL 1%	-3.5092
VALOR CRÍTICO AL 5%	-2.8959
VALOR CRÍTICO AL 10%	-2.5849
Prueba estadística Dickey-Fuller aumentada	
DLBNDS	-8.4048
DLBD	-7.6756
DLPIB	-7.1829
DLTCR	-5.5971
DR	-9.7626

4. Relaciones de Largo Plazo: Modelos de Cointegración

El desarrollo económico –que se genera por el incremento de la población, la acumulación de capital y el aumento de la productividad de los factores- se manifiesta en muchas variables económicas en tendencias crecientes o decrecientes, entre ellas el PIB, el consumo e incluso el tipo de cambio real. De 1980 a 2000, el PIB aumentó 70%, el consumo de bienes no durables y servicios 74% y el consumo de bienes durables 34%, mientras que el tipo de cambio real, aunque mostró fluctuaciones grandes, no tuvo en el período ninguna tendencia discernible.

Según el marco teórico de la sección 2, no existe una relación uno a uno entre el consumo corriente y el ingreso corriente. Sin embargo, la restricción presupuestal intertemporal expresada en la ecuación (1) junto con la condición de transversalidad (que indica que no se pueden hacer “esquemas de Ponzi”) sí tienen implicaciones empíricas con respecto a ese par de variables. Concretamente, si las variables consumo e ingreso son integradas de orden 1, la restricción presupuestal intertemporal y la condición de transversalidad implican que el consumo y el ingreso estén cointegrados.

Es decir, aún cuando las series LBNDS, LBD, LPIB y LTCR son no-estacionarias, es razonable conjeturar que éstas no se alejan unas de otras indefinidamente a través del tiempo. Esto significa, por ejemplo, que el logaritmo del consumo no puede diferir en montos cada vez más grandes del logaritmo del ingreso o del producto. O bien que el logaritmo del consumo y el logaritmo del precio relativo o del tipo de cambio real no se pueden alejar sin límite de una relación inversa, sin que haya alguna fuerza económica correctiva que los acerque de nuevo. En otras palabras, es razonable pensar que existen combinaciones lineales de LBNDS, LBD, LPIB y LTCR que son estacionarias, es decir, que las variables están cointegradas. Los coeficientes de cointegración (los coeficientes de estas combinaciones lineales) son en este caso elasticidades ingreso y tipo de cambio real de largo plazo de las correspondientes demandas de consumo.

Existen varios procedimientos estadísticos para estimar los coeficientes de cointegración de un conjunto de variables no-estacionarias. Para este trabajo se aplicaron tres de ellos. El primero consiste en estimar un modelo de corrección de error, el cual incluye entre sus regresores a la combinación de las variables no-estacionarias que se cree están cointegradas. Tal combinación de variables se constituye en el término de corrección de error del modelo. Las demás variables de la regresión son estacionarias y el modelo se estima por medio de mínimos cuadrados ordinarios. Los coeficientes estimados del modelo de corrección de error proporcionan de manera implícita estimaciones de los coeficientes de cointegración buscados². Una gran ventaja del procedimiento descrito es que los coeficientes de largo y corto plazos se estiman al mismo tiempo, habiendo resultado estos coeficientes congruentes unos con otros (Maddala y Kim (1998)).

El segundo procedimiento, llamado procedimiento de Engle-Granger (1991), consiste en estimar una regresión de mínimos cuadrados ordinarios con las variables no-estacionarias que se piensa están cointegradas. La regresión está balanceada, ya que tanto la variable dependiente como las variables independientes son no-estacionarias. Los estimadores de mínimos cuadrados de los coeficientes de cointegración resultan consistentes, aunque los errores estándar están sesgados. Además, las pruebas estadísticas usuales no se pueden aplicar para hacer pruebas de hipótesis. No obstante, este procedimiento aporta ventajas como son la facilidad de aplicación y la consistencia de los estimadores.

El tercer procedimiento estadístico aplicado es el de Johansen (1991), el cual parte de la estimación de un modelo general de vectores autorregresivos, que se realiza por medio del método de máxima verosimilitud. Mediante este procedimiento se obtienen estimaciones de los coeficientes de cointegración y de sus errores estándar, así como una prueba de cociente de verosimilitud acerca del número existente de vectores de cointegración.

² Los modelos de corrección de error utilizados para estimar de manera implícita los coeficientes de cointegración, son los que aparecen en la sección 5.

A continuación se presentan los resultados de las estimaciones. En el Cuadro 3 se recogen las estimaciones de las elasticidades ingreso y tipo de cambio real del consumo de bienes no durables y servicios. En los tres procedimientos utilizados, la elasticidad ingreso resultó muy cercana a uno, mientras que la elasticidad tipo de cambio real fue muy cercana a cero. Estos resultados indican que tal vez LBNDS sólo esté cointegrado con LPIB y no con LTCR. En el Cuadro 4 se presentan las estimaciones de la elasticidad ingreso del consumo de los bienes no durables y servicios, habiéndose eliminado el regresor LTCR de la relación de cointegración. También en este caso, los tres procedimientos produjeron estimaciones de la elasticidad ingreso que se aproximan mucho a uno, y que son grandes con respecto a sus desviaciones estándar.

Cuadro 3		
Elasticidades ingreso y tipo de cambio real del consumo de bienes no durables y servicios		
	LPIB	LTCR
Coeficientes Implícitos	1.0113	-0.0100
Coeficientes de Engle-Granger	1.0293 (0.0277)	0.0158 (0.0240)
Coeficientes Johansen	1.0486 (0.0221)	-0.0009 (0.0192)

Los números entre paréntesis son errores estándar

Cuadro 4	
Elasticidades ingreso del consumo de bienes no durables y servicios	
	LPIB
Coeficientes Implícitos	1.0163
Coeficientes de Engle-Granger	1.0222 (0.0254)
Coeficientes Johansen	1.0504 (0.0207)

Los números entre paréntesis son errores estándar

Según las tres estimaciones la elasticidad ingreso es prácticamente uno. Por consiguiente, para que LBNDS y LPIB estén cointegradas, la diferencia o residual LBNDS- LPIB debe ser una variable estacionaria. De acuerdo con el Cuadro 5, que presenta los resultados de la aplicación de la prueba Dickey-Fuller Aumentada del residual, se rechaza la hipótesis nula de que LBNDS-LPIB es no-estacionaria. Por tanto, LBNDS y LPIB están cointegradas. Más aún, la prueba de Johansen de cociente de verosimilitud (no presentada) señala una relación de cointegración al 5% de significancia. Así, los estudios revelan una relación estable de largo plazo entre LBNDS y LPIB, donde la elasticidad ingreso es unitaria.

Cuadro 5	
Pruebas de raíz unitaria residual LBNDS-LPIB	
Muestra:	1980-III 2001-III
Número de observaciones:	85
Número de rezagos:	1
Valores críticos (Mac Kinnon)	
VALOR CRÍTICO AL 1%	-3.5082
VALOR CRÍTICO AL 5%	-2.8955
VALOR CRÍTICO AL 10%	-2.5846
Prueba estadística Dickey-Fuller aumentada	
LBNDS-LPIB	-8.0071

Por otra parte, en el Cuadro 6 se presentan estimaciones de las elasticidades ingreso y tipo de cambio real del consumo de bienes durables. Al modificar el procedimiento de estimación, las elasticidades no difieren mucho entre sí. Los signos de los coeficientes resultaron ser los esperados: elasticidades ingreso positivas y elasticidades tipo de cambio real negativas (ya que al depreciarse el tipo de cambio real, los bienes durables se encarecen con respecto a los bienes no durables y servicios) Además, las magnitudes de los coeficientes son grandes con relación a sus errores estándar.

Cuadro 6		
Elasticidades ingreso y tipo de cambio real del consumo de bienes durables		
	LPIB	LTCR
Coeficientes Implícitos	0.6636	-0.6903
Coeficientes de Engle-Granger	0.6392 (0.0694)	-0.7050 (.0601)
Coeficientes Johansen	0.6054 (0.0922)	-0.7543 (0.0792)

Los números entre paréntesis son errores estándar

Al igual que en el caso anterior, para corroborar que las variables en cuestión están cointegradas, era necesario que las tres series de residuales fuesen variables estacionarias. Las pruebas de raíz unitaria de los residuales se presentan en el Cuadro 7. La hipótesis nula de no-estacionariedad se rechazó en los tres casos. Por tanto, los tres procedimientos de estimación generaron residuales estacionarios. Asimismo, la prueba de cociente de verosimilitud de Johansen (no presentada) indicó una relación de cointegración al 5% de significancia. Por consiguiente, las variables LBD, LPIB y LTCR están cointegradas, habiendo entre ellas una relación de largo plazo estable.

Cuadro 7	
Pruebas de raíz unitaria residuales de las regresiones de LBD	
Muestra:	1980-II 2001-III
Número de observaciones:	84
Número de rezagos:	0
Valores críticos (Mac Kinnon)	
VALOR CRÍTICO AL 1%	-3.5073
VALOR CRÍTICO AL 5%	-2.8951
VALOR CRÍTICO AL 10%	-2.5844
Prueba estadística Dickey-Fuller aumentada	
Residuales coeficientes implícitos	-5.9735
Residuales Engler-Granger	-6.0973
Residuales Johansen	-6.1902

Una vez establecidas las relaciones de cointegración entre las variables en niveles, fue posible pasar a analizar la dinámica de corto plazo de las tasas de crecimiento de los consumos. En la sección 5 se presentan las estimaciones de los modelos de corto plazo.

5. Relaciones de Corto Plazo: Modelos de Corrección de Error

Una misma serie de tiempo puede tener características de largo plazo (variaciones lentas) y características de corto plazo (variaciones rápidas). Asimismo, dos o más series de tiempo

pueden estar relacionadas en el largo plazo y/o en el corto plazo. Por lo general, las regresiones de largo plazo se dan entre series no-estacionarias (integradas de grado uno o mayor que uno), mientras que las regresiones de corto plazo relacionan series en diferencias logarítmicas y estacionarias (integradas de grado cero). Con respecto al largo plazo, en la sección 4 se presentaron estimaciones de los coeficientes de cointegración entre las variables de consumo LBNDS y LBD y los regresores LPIB y LTCR. Sin embargo, estas variables también pueden estar relacionadas en el corto plazo. De acuerdo con el marco teórico presentado en la sección 2, la diferencia logarítmica del consumo puede o no estar vinculada con la diferencia logarítmica del PIB, según se considere la hipótesis de Hall o la hipótesis de restricción de liquidez. Por otro lado, según la teoría, la diferencia logarítmica del consumo esta positivamente asociada a la tasa de interés real. Además, la diferencia logarítmica del tipo de cambio real puede afectar a la diferencia logarítmica del consumo, ya sea directamente o indirectamente a través de la tasa de interés real.

La dinámica de corto plazo de las dos medidas de consumo, se representa por medio de modelos de corrección de error. Estos modelos están constituidos por variables estacionarias y por un conjunto de variables no-estacionarias pero cointegradas, de manera que las regresiones resulten balanceadas. En los modelos de corrección de error, los estadísticos t y F de los coeficientes de las variables estacionarias se interpretan de la forma usual.

En el Cuadro 8 se presenta la estimación del modelo de corrección de error del consumo de bienes no durables y servicios. La variable DLBND_S depende de cuatro variables “dummy” estacionales, de las variables estacionarias DLPIB (-2), DLTCR (-1) y R (-1), y de las variables no-estacionarias LBNDS (-1) y LPIB (-1). Los coeficientes estimados tuvieron los signos esperados³. La R^2 fue .78 y el estadístico Durbin-Watson indica que no hay autocorrelación de primer orden en los residuales. La elasticidad ingreso de corto plazo resultó de .25 y la elasticidad tipo de cambio real de corto plazo -.11, ambas

³ Se utilizaron los coeficientes estimados de LBNDS (-1) y de LPIB (-1) para calcular el coeficiente de cointegración de LPIB que aparece en la sección 4.

altamente significativas. El efecto de la tasa real de interés es .04 es significativo al 11%. Por su parte, el coeficiente de LBND (-1) es negativo y significativo, lo cual indica que parte del desequilibrio de largo plazo se corrige cada trimestre.

Cuadro 8			
Modelo de corrección de error consumo de bienes no durables y servicios			
Variable dependiente	DLBND		
Muestra:	1980-IV 2001-III		
Número de observaciones:	84		
Variable	Coeficiente	Estadístico t	Probabilidad
D1	-0.2320	-1.0975	0.2759
D2	-0.1751	-0.8296	0.4094
D3	-0.1933	-0.9162	0.3625
D4	-0.1734	-0.8324	0.4078
DLPIB (-2)	0.2502	2.4366	0.0172
DLTCR (-1)	-0.1129	-3.7618	0.0003
R (-1)	0.0462	1.6405	0.1051
LBND (-1)	-0.2953	-3.4487	0.0009
LPIB (-1)	0.3001	3.3765	0.0012
R ²	0.7814	DW	2.0639
Error Estándar	0.0190	Estadístico F	33.5136

Cuadro 9			
Modelo de corrección de error consumo de bienes durables			
Variable dependiente	DLBD		
Muestra:	1980-IV 2001-III		
Número de observaciones:	84		
Variable	Coeficiente	Estadístico t	Probabilidad
D1	3.7950	3.0496	0.0032
D2	3.8257	3.0960	0.0028
D3	3.8278	3.0919	0.0028
D4	3.9558	3.1993	0.0020
DLPIB (-2)	0.4720	1.3777	0.1725
DLTCR (-1)	-0.4175	-3.7152	0.0004
LBD (-1)	-0.4927	-5.2910	0.0000
LPIB (-1)	0.3269	4.2488	0.0001
LTCR (-1)	-0.3401	-4.1542	0.0001
D95	-0.2937	-4.4729	0.0000
R ²	0.7699	DW	2.1174
Error Estándar	0.0633	Estadístico F	27.5184

La estimación del modelo de corrección de error del consumo para los bienes durables aparece en el Cuadro 9. En la regresión, DLB depende de cuatro variables “dummy” estacionales, de las variables estacionarias DLPIB (-2) y DLTCR (-1), de las variables no estacionarias LBD (-1), LPIB (-1) y LTCR (-1), y de la variable dummy D95 que toma el valor de uno el primer trimestre de 1995 y el valor de cero el resto de los trimestres. Los coeficientes de las variables explicativas salieron con los signos esperados⁴. La R² fue .77 y el estadístico Durbin-Watson no señaló que hubiese autocorrección de primer orden en los residuales. Según el Cuadro 9, la elasticidad ingreso del consumo de durables fue .47 y no significativa, en tanto que la elasticidad tipo de cambio real fue -.42 y altamente significativa. La tasa real de interés no se incluyó en la regresión ya que no resultó significativa y salió con el signo incorrecto. El coeficiente de LBD (-1) fue negativo y significativo, señalando que parte del desequilibrio de largo plazo se reduce cada trimestre.

⁴ Los coeficientes estimados de LBD (-1), LPIB (-1) y LTCR (-1) se utilizaron para calcular los coeficientes de cointegración de LPIB y LTCR que se muestran en la sección 4.

Por último, el coeficiente de la variable dummy D95 es negativo y significativo, de manera que la devaluación de la moneda en 1995 afectó negativamente a la variación logarítmica del consumo de los bienes durables.

DLPIB probó ser una variable relevante (significativa) para explicar DLBNDs, no así para explicar a DLBD. Sin embargo, el consumo de bienes no durables y servicios es el principal componente del consumo privado total. Por consiguiente, se rechazó la hipótesis de Hall de que la variación del consumo es imprevisible, en favor de la hipótesis alternativa (Campbell y Mankiw) de que la variación del PIB ayuda a explicar y a pronosticar la variación del consumo. Este hecho favorece la hipótesis Keynesiana de que al menos una fracción de los consumidores, al enfrentar restricciones de liquidez, consumen su ingreso corriente.

DLTCR tuvo un efecto negativo y altamente significativo en ambos modelos de corrección de error. Lo anterior es indicativo de que cuando el tipo de cambio real se está apreciando ($DLTCR < 0$) tiende a aumentar la tasa de crecimiento de los dos tipos de consumo. Inversamente, una depreciación repentina del tipo de cambio real ($DLTCR > 0$) es causa de una disminución drástica de las tasas de crecimiento de los consumos, las cuales pueden llegar a ser negativas.

En lo que concierne a la tasa real de interés, ésta muestra un efecto positivo y marginalmente significativo (11%) sobre la tasa de crecimiento de las adquisiciones de bienes no durables y servicios. Por otra parte, el efecto de la tasa de interés real sobre la tasa de crecimiento del consumo de bienes durables es aparentemente nulo. Por tanto, no puede establecerse de manera firme que cuando aumenta la tasa real de interés se incrementa la tasa de crecimiento del consumo privado total.

6. Pronósticos

En esta sección se presentan los pronósticos obtenidos respecto al consumo de bienes no durables y servicios y de bienes durables, para dos diferentes horizontes de pronosis elegidos: los cuatro trimestres de 2000 y los tres primeros trimestres de 2001. Como ya se dijo, una manera de probar que tan adecuado es un modelo econométrico es verificar si puede pronosticar con precisión el curso futuro de la variable analizada. Así, pronósticos precisos se toman como indicación de que el modelo econométrico en cuestión está correctamente especificado y estimado.

Para generar el primer conjunto de pronósticos, se estimaron los dos modelos de corrección de error, comenzando la muestra en 1980.4 y terminándola en 1999.4. Luego se calcularon los pronósticos correspondientes a los cuatro trimestres de 2000, utilizando como regresores los valores observados durante 2000 de las variables exógenas o predeterminadas.

En cada regresión, la incertidumbre de los pronósticos, o mejor dicho la incertidumbre del error de pronóstico, dependió de: la incertidumbre inherente al error aleatorio o innovación, la incertidumbre relacionada con la aleatoriedad de los estimadores de los coeficientes, pero no de la incertidumbre del curso de las variables exógenas, las cuales en este ejercicio son conocidas.

En el Cuadro 10 se presentan los pronósticos puntuales e intervalos de confianza (de dos desviaciones estándar de amplitud) del consumo de bienes no durables y servicios y sus transformaciones, para los cuatro trimestres de 2000. Asimismo, también se muestran los valores observados del consumo y sus transformaciones. En el apartado a, el consumo aparece en primeras diferencias de los logaritmos, en el b aparece en logaritmos, y en el c en millones de pesos de 1993. En la Gráfica 14 en los apartados a, b y c se presentan los valores observados, pronosticados e intervalos de confianza correspondientes a los apartados a, b y c del Cuadro 10.

Los apartados b y c de la Gráfica 14 muestran un error de pronóstico positivo y grande en el segundo trimestre de 2000, lo que hace que el consumo en logaritmos y en millones de pesos de 1993 resulte sobrestimado durante todo el año. No obstante, la banda de 95% de confianza incluye a la trayectoria observada en las tres representaciones de los datos para los cuatro trimestres de 2000.

En el Cuadro 11 se recogen los valores observados, pronosticados e intervalos de confianza del consumo de bienes durables, expresado en primeras diferencias del logaritmo, logaritmo y millones de pesos de 1993. Los datos del Cuadro 11 se encuentran representados en la Gráfica 15. Al respecto, puede apreciarse un error de pronóstico negativo y grande en el primer trimestre de 2000, el cual no parece afectar al resto de los pronósticos.

Una medida usual para evaluar la calidad de un pronóstico, o para comparar pronósticos entre sí, es la raíz cuadrada del error cuadrado medio. El error cuadrado medio o MSFE (por sus siglas en inglés) se define como:

$$MSFE = H^{-1} \sum_{h=1}^H e_{T+h}^2$$

donde e_{T+h} es el error de pronóstico en $T+h$ y H es el horizonte de pronóstico. En el Cuadro 12 se presentan las raíces cuadradas del error cuadrado medio para el primer conjunto de pronósticos. Cuando el consumo se examina en las primeras diferencias de los logaritmos, es decir, cuando se considera aproximadamente en tasas de crecimiento porcentual, los bienes durables tienen una raíz del error cuadrado medio mucho mayor que la de los bienes no durables y servicios. De hecho la diferencia es de 5% contra 1.45%, lo cual indica que, en términos porcentuales, el consumo de durables es bastante más volátil que el consumo de no durables y servicios.

Cuadro 10
Pronósticos para los Cuatro Trimestres de 2000
Consumo de bienes no durables y servicios

a) Primera diferencia de los logaritmos

	Límite Inferior	DLBNDs pronosticado	Límite Superior	DLBNDs observado
2000-I	-0.0700	-0.0309	0.0083	-0.0110
2000-II	0.0167	0.0573	0.0979	0.0691
2000-III	-0.0282	0.0132	0.0546	-0.0039
2000-IV	-0.0088	0.0330	0.0747	0.0292

b) Logaritmo

	Límite Inferior	DLBNDs pronosticado	Límite Superior	DLBNDs observado
2000-I	13.7387	13.7778	13.8170	13.7977
2000-II	13.7868	13.8351	13.8834	13.8669
2000-III	13.7959	13.8483	13.9008	13.8630
2000-IV	13.8268	13.8813	13.9358	13.8922

c) Millones de pesos de 1993

	Límite Inferior	DLBNDs pronosticado	Límite Superior	DLBNDs observado
2000-I	925,372	963,032	1,000,692	982,373
2000-II	970,567	1,019,798	1,069,029	1,052,701
2000-III	979,161	1,033,354	1,087,547	1,048,619
2000-IV	1,009,775	1,067,981	1,126,187	1,079,740

Gráfica 14.
Pronósticos e Intervalos de Confianza para los Cuatro Trimestres de 2000.
Consumo de bienes no durables y servicios

Cuadro 11
Pronósticos para los Cuatro Trimestres de 2000
Consumo de bienes durables

a) Primera diferencia de los logaritmos

	Límite Inferior	DLBNDs pronosticado	Límite Superior	DLBNDs observado
2000-I	-0.2746	-0.1446	-0.0146	-0.2158
2000-II	0.1315	0.0123	0.1561	0.0383
2000-III	-0.1875	-0.0400	0.1075	0.0023
2000-IV	-0.0110	0.1375	0.2860	0.1873

b) Logaritmo

	Límite Inferior	DLBNDs pronosticado	Límite Superior	DLBNDs observado
2000-I	11.3022	11.4322	11.5623	11.3611
2000-II	11.2968	11.4445	11.5923	11.3994
2000-III	11.2520	11.4045	11.5570	11.4017
2000-IV	11.3882	11.5420	11.6959	11.5890

c) Millones de pesos de 1993

	Límite Inferior	DLBNDs pronosticado	Límite Superior	DLBNDs observado
2000-I	80,252	92,247	104,242	85,912
2000-II	79,591	93,388	107,186	89,270
2000-III	76,043	89,727	103,412	89,475
2000-IV	87,112	102,954	118,795	107,907

Gráfica 15.
Pronósticos e Intervalos de Confianza para los Cuatro Trimestres de 2000.
Consumo de bienes durables

No obstante, el consumo de durables tiene una magnitud mucho más pequeña que el consumo de no durables y servicios, lo que hace que al considerar el consumo en millones de pesos de 1993, el de los bienes durables tenga una raíz del error cuadrado medio considerablemente menor que la de los bienes no durables y servicios. En realidad la proporción es mayor de cuatro a uno.

Cuadro 12		
Raíces Cuadradas del Error Cuadrado Medio de		
Pronóstico		
(Cuatro trimestres de 2000)		
	Consumo de bienes no durables y servicios	Consumo de bienes durables
Primera diferencia del logaritmo	0.0145	0.0500
Logaritmo	0.0208	0.0483
Millones de pesos de 1993	21,378	4,519

El segundo grupo de pronósticos se generó de manera similar al primero. Se volvieron a estimar los modelos de corrección de error, esta vez comenzando la muestra en 1980.4 y terminándola en 2000.4. A continuación se calcularon los pronósticos relativos a los tres primeros trimestres de 2001, habiendo sido los regresores los valores observados durante 2001 de las variables exógenas o predeterminadas.

El Cuadro 13 es análogo al Cuadro 10, ya que sólo se modificó el horizonte de pronóstico, constituido en este segundo ejercicio por los tres primeros trimestres de 2001. La Gráfica 16 y sus apartados corresponde al Cuadro 13 y a sus apartados.

En la Gráfica 16, apartado a, puede apreciarse que tanto el valor observado como el pronóstico de la tasa de crecimiento de los bienes no durables y servicios aumenta del primero al segundo trimestre para luego disminuir en el tercer trimestre, habiendo resultado

muy cercana la correspondencia entre estas dos variables. Los pronósticos y los valores observados difieren un poco al considerarse los datos en logaritmos o en millones de pesos de 1993, lo cual se hace en los apartados b y c. En dichos casos, durante los tres primeros trimestres de 2001 el pronóstico aumentó y luego disminuye mientras que el valor observado creció y luego se mantuvo prácticamente constante. No obstante, la discrepancia entre ambas variables resultó menor que una desviación estándar.

El Cuadro 14 es similar al 11. Para su preparación sólo se cambió el horizonte de pronóstico el cual quedó formado por los tres primeros trimestres de 2001. Los valores observados, pronosticados e intervalos de confianza del consumo de bienes durables y de sus transformaciones que aparecen en el Cuadro 14 corresponden gráficamente a los tres apartados de la Gráfica 17.

Tanto numérica como gráficamente, puede apreciarse que las tasas de crecimiento de los consumos observado y pronosticado resultaron prácticamente nulas en el segundo y tercer trimestres de 2001. Asimismo, los datos en logaritmos o en millones de pesos de 1993 del consumo observado y pronosticado muestran trayectorias casi horizontales durante los tres primeros trimestres de 2001. Respecto al comportamiento del consumo de bienes durables, este último resultado es congruente con lo que se esperaría en un año con crecimiento económico igual a cero. Sin embargo, se produjo un error de pronóstico negativo y persistente durante 2001, aunque este error resultó un poco menor que una desviación estándar.

Una manera de comparar un pronóstico con otro es cotejando las correspondientes raíces cuadradas de los errores cuadrados medios. En el Cuadro 15 se encuentran las raíces cuadradas del error cuadrado medio del segundo grupo de pronósticos. Los resultados son muy similares a los del ejercicio anterior. Expresado en tasas de crecimiento, el consumo de bienes durables resultó más volátil que el consumo de bienes no durables y servicios, mientras que en millones de pesos de 1993 se observó lo contrario. Sin embargo, en el Cuadro 15 la raíz del error cuadrado medio del consumo de no durables y servicios resultó

en millones de pesos de 1993 drásticamente menor que la raíz correspondiente del Cuadro 13. Esto tal vez sea un reflejo del hecho de que el consumo de bienes no durables y servicios fue notoriamente elevado en 2000, mientras que se aproximó más a su nivel pronosticado en 2001, principalmente en el tercer trimestre.

Cuadro 13
Pronóstico para los Tres Primeros Trimestres de 2001
Consumo de bienes no durables y servicios

a) Primera diferencia de los logaritmos

	Límite Inferior	DLBNDs pronosticado	Límite Superior	DLBNDs observado
2001-I	-0.0771	-0.0386	-0.0002	-0.0303
2001-II	-0.0038	0.0363	0.0764	0.0444
2001-III	-0.0419	-0.0010	0.0398	-0.0249

b) Logaritmo

	Límite Inferior	DLBNDs pronosticado	Límite Superior	DLBNDs observado
2001-I	13.8151	13.8536	13.8921	13.8620
2001-II	13.8426	13.8899	13.9371	13.9063
2001-III	13.8377	13.8888	13.9400	13.8814

c) Millones de pesos de 1993

	Límite Inferior	DLBNDs pronosticado	Límite Superior	DLBNDs observado
2001-I	998,820	1,038,810	1,078,800	1,047,546
2001-II	1,026,290	1,077,198	1,128,106	1,095,048
2001-III	1,021,065	1,076,089	1,131,113	1,068,137

Gráfica 16.
Pronósticos e Intervalos de Confianza para los Tres Primeros Trimestres de 2001.
Consumo de bienes no durables y servicios

Cuadro 14
Pronóstico para los Tres Primeros Trimestres de 2001
Consumo de bienes durables

a) Primera diferencia de los logaritmos

	Límite Inferior	DLBNDs pronosticado	Límite Superior	DLBNDs observado
2001-I	-0.2517	-0.1238	0.0041	-0.1952
2001-II	-0.1683	-0.0258	0.1167	-0.0038
2001-III	-0.1431	0.0030	0.1492	-0.0181

b) Logaritmo

	Límite Inferior	DLBNDs pronosticado	Límite Superior	DLBNDs observado
2001-I	11.3373	11.4652	11.5931	11.3938
2001-II	11.2953	11.4394	11.5836	11.3900
2001-III	11.2942	11.4425	11.5908	11.3719

c) Millones de pesos de 1993

	Límite Inferior	DLBNDs pronosticado	Límite Superior	DLBNDs observado
2001-I	83,142	95,340	107,538	88,769
2001-II	79,517	92,915	106,313	88,432
2001-III	79,379	93,199	107,019	86,843

Gráfica 17.
Pronósticos e Intervalos de Confianza para los Tres Primeros Trimestres de 2001.
Consumo de bienes durables

Al igual que para el primero, para el segundo grupo de pronósticos la banda de 95% de confianza alrededor de los pronósticos incluyó ampliamente a los valores observados. Este hecho proporciona cierta confianza sobre la correcta especificación y estimación de los modelos econométricos usados.

Cuadro 15		
Raíces Cuadradas del Error Cuadrado Medio de Pronóstico (Tres primeros trimestres de 2001)		
	Consumo de bienes no durables y servicios	Consumo de bienes durables
Primera diferencia del logaritmo	0.0153	0.0448
Logaritmo	0.0115	0.0646
Millones de pesos de 1993	12,358	5,879

7. Conclusiones

En este trabajo se especificaron y estimaron modelos econométricos para el consumo de bienes no durables y servicios y para el consumo de bienes durables. A continuación con la ayuda de estos modelos se efectuaron varios ejercicios de pronóstico.

Todas las series utilizadas resultaron no-estacionarias en niveles, con excepción de la tasa real de interés. En primeras diferencias todas las variables fueron estacionarias. Lo anterior permitió analizar relaciones entre las variables, tanto de largo como de corto plazo.

Las estimaciones de las ecuaciones de cointegración arrojaron los siguientes resultados. Las variables LBNDS y LPIB parecen estar cointegradas, al confirmarse una relación estable de largo plazo entre ellas. La elasticidad ingreso del consumo de bienes no durables y servicios resultó aproximadamente de uno. Por otra parte, las variables LBD, LPIB y LTCR también salieron cointegradas. La elasticidad ingreso del consumo de bienes durables fue positiva, aunque menor que uno. Por su parte, la elasticidad tipo de cambio real del consumo de bienes durables resultó negativa. Así, la predicción es que una depreciación del tipo de cambio real reduce el consumo de durables, en tanto que una apreciación paulatina del tipo de cambio real genera un aumento gradual del consumo de durables.

En lo que concierne a las estimaciones de los modelos de corrección de error las conclusiones son las que siguen. Las elasticidades ingreso de ambos tipos de consumo son positivas aunque menores que uno. Asimismo, las dos elasticidades tipo de cambio real resultaron negativas y significativas. La tasa real de interés tiene un efecto positivo y significativo sobre DLBND, mas no sobre DLB. Además, ambos coeficientes del término de corrección de error son negativos y significativos, indicando que cualquier desequilibrio de largo plazo tiende a reducirse a través de la dinámica de corto plazo. De estos resultados se desprende que la dependencia positiva y significativa de DLBND con respecto a DLPIB (-2) refuta la hipótesis de Hall, y favorece la hipótesis de restricción de liquidez.

Por último, se hicieron ejercicios de pronóstico para el consumo de ambos tipos de bienes y para dos horizontes de pronóstico: los cuatro trimestres de 2000 y los tres primeros trimestres de 2001. Para el cálculo de dichos pronósticos, se estimaron de nuevo los modelos de corrección de error, terminando las muestras sucesivamente en el cuarto trimestre de 1999 y en el cuarto trimestre de 2000. En ese ejercicio se utilizaron como regresores los valores observados de las variables exógenas o predeterminadas durante los horizontes de pronóstico. Una vez calculados, los pronósticos se presentaron en tres niveles: primera diferencia de los logaritmos, logaritmos y millones de pesos de 1993. En todas los casos, las bandas de dos desviaciones estándar alrededor de los pronósticos

incluyeron a la trayectoria observada de la variable en cuestión, lo cual otorga cierto grado de confianza respecto a la correcta especificación y estimación de los modelos econométricos.

BIBLIOGRAFÍA

Abel, A.B., 1990, "Consumption and Investment". En Handbook of Monetary Economics Vol. 2 editado por B.M. Friedman y F. H. Hahn, North-Holland.

Campbell, J. Y. y G. Mankiw, 1989, "Consumption, income and interest rates: Reinterpreting the time series evidence", en O. J. Blanchard y S. Fischer. (Ed), NBER Macroeconomics Annual 1989, MIT Press.

Deaton, A., 1992, Understanding Consumption, Oxford University Press.

Engle, R. F. y C. W. J. Granger, 1991, Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford University Press.

Friedman, M., 1957, A Theory of the Consumption Function, Princeton University Press.

Johansen, S., 1991, "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", Econometrika Vol. 59.

Maddala G.S. y I. M. Kim, 1998, Unit Roots, Cointegration and Structural Change, Cambridge University Press.

Mankiw, N. G., 1982, "Hall's consumption hypothesis and durable goods", Journal of Monetary Economics, 10.

Modigliani, F. y R. Brumberg, 1954, "Utility Analysis and the Consumption Function: An interpretation of cross-section data". En Postkeynesian Economics, editado por K. K. Kurihara, Rutgers University Press