

La relación de causalidad entre el índice bursátil mexicano y el tipo de cambio spot

(Recibido: mayo/06–aprobado: enero/07)

*María de la Paz Guzmán Plata**

*Soraya Leyva López**

*Antonio Cárdenas y Almagro**

Resumen

En este trabajo se estudia la relación de causalidad existente entre el tipo de cambio spot y el índice de precios y cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores desde el punto de vista teórico, empírico y econométrico. Para probar la relación de causalidad econométrica entre estas dos variables se utilizan las técnicas de cointegración, causalidad de Granger y el VAR con el método de corrección del error. Finalmente, se encuentra que en la mayoría de los periodos analizados el mercado cambiario sigue el mercado bursátil.

Palabras clave: pronóstico, mercado bursátil, México, cointegración, causalidad de Granger, VAR.

Clasificación JEL: E13, E17.

* Profesores-Investigadores de la UAM-Azcapotzalco (mguz@correo.azc.uam.mx, sll@correo.azc.uam.mx, acardenas@correo.azc.uam.mx).

Introducción

La teoría económica supone una relación existente entre el mercado cambiario y el mercado bursátil. La teoría macroeconómica sostiene que el refugio de los inversionistas, ante una caída en el mercado bursátil, es el mercado cambiario. En la teoría microeconómica también se puede encontrar la existencia de una relación entre el mercado bursátil y el mercado cambiario. Cuando la moneda doméstica se devalúa, habrá un cambio en la estructura de la inversión y de la deuda de las empresas, el cual modifica el valor de sus activos. Según estos argumentos, se puede observar una relación de causalidad entre ambos mercados: el mercado cambiario sigue al bursátil (teoría macroeconómica) o el bursátil sigue al cambiario (teoría microeconómica).

En México, la relación empírica más evidente entre el tipo de cambio spot pesos/dólar (TCS) y el índice de precios y cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores (IPC) se manifiesta con frecuencia a finales de cada sexenio, periodos donde en la mayoría de los casos el sentido de la causalidad *a priori* va del mercado bursátil al cambiario. Sin embargo, después de la crisis financiera de diciembre de 1994, en el cambio de gobierno del ex-presidente Ernesto Zedillo al del ex-presidente Vicente Fox Quezada y en los cinco primeros años de gobierno de éste, la evidencia empírica sobre la relación de causalidad en ambos mercados se aleja tanto de las hipótesis teóricas como del comportamiento empírico de los sexenios anteriores. A principios del sexenio de Zedillo se tuvo una devaluación (diciembre de 1994), mientras que el peso se devaluaba sucesivamente el mercado bursátil tenía un comportamiento errático (1995), los mercados subían o bajaban en cuestión de horas afectados, principalmente, por el comportamiento de algunos mercados internacionales (1998); en los dos últimos años (1999-2000) el mercado bursátil presentó una tendencia al alza y el cambiario permaneció relativamente estable y no se registró una devaluación al final de este periodo. Durante los dos primeros años del gobierno de Vicente Fox (2001-2002), la relación de estos dos mercados se hizo evidente en periodos cortos y con efectos de retroalimentación. El 11 de septiembre de 2001, ante los atentados terroristas en la ciudad de Nueva York, el rendimiento del IPC se reduce constantemente, al igual que el peso se deprecia con respecto al dólar. Finalmente, entre 2003-2006 el comportamiento de estos dos mercados provoca especial atención porque mientras el mercado cambiario permanece relativamente estable, el IPC obtiene ganancias consecutivas.

Esos hechos hacen pensar que en ocasiones existe una relación causal en los mercados cambiario y bursátil como lo sostiene la teoría y, en muchos

casos, por la evidencia empírica (en otros periodos) se podría considerar que son independientes.

Estudiar el tipo de relaciones que envuelven al mercado cambiario y al mercado bursátil sería parcial si no se plantea la pregunta clave ¿para qué? No es por demás tener en mente que los movimientos de ambos mercados han generado los peores desastres económicos y financieros en nuestro país, al menos en las últimas tres décadas. Basta recordar los efectos dramáticos del llamado “error de diciembre”, de los cuales la economía mexicana no se ha podido recuperar en materia de salarios, inversión empleo y bienestar social. Es por ello que el objetivo de este trabajo es conocer el sentido de la relación de causalidad econométrica que existe entre el TCS y el IPC.

Para cumplir con este objetivo primero se estudia la relación de causalidad entre los mercados bursátil y cambiario a nivel teórico. En segundo lugar, se identifica la relación de causalidad *a priori* existente entre dichos mercados en la economía mexicana. Después se revisa la teoría econométrica sobre la causalidad entre las variables, y por último, se prueba el sentido de la relación de causalidad entre estos dos mercados en los últimos diez años.

Es importante destacar que hay pocas investigaciones específicas sobre la relación de causalidad entre el TCS y el IPC, también existen otras pero relacionan principalmente a este último con los índices accionarios de otros países. Dentro de los estudios específicos sobre el tema se encuentran el de Ibararán y Troncoso (1998) y el de Granger, Huang y Yang (2000). Ibararán y Troncoso encuentran que de 1995 a 1998 el mercado cambiario sigue al mercado bursátil mexicano, mientras que Granger analiza la relación de causalidad entre el índice de precios de las acciones y el tipo de cambio para varios países asiáticos. Los autores que estudian la relación del IPC con otros índices bursátiles son Arellano (1993) y Naranjo (1997). Arellano estudia la relación del IPC con el índice Dow Jones de Estados Unidos (IDJ) de 1980 a 1990, y encuentra que los movimientos del IDJ influyen directamente en el IPC. Naranjo, con base en datos mensuales de 1986 a 1994, estudia la relación de largo plazo entre el IPC con los índices accionarios de EUA, RU, Japón y Singapur, y encuentra que los dos primeros índices accionarios causan en el sentido de Granger al IPC, pero que no existe tal relación con los de Japón y Singapur.

Aunque como ya se mencionó existen otros estudios sobre el tema, esta investigación se distingue de las anteriores porque la relación de causalidad entre el TCS y el IPC no solamente se estudia desde el punto de vista econométrico, sino que se basa en un análisis empírico del comportamiento del mercado bursátil y del cambiario dentro de la evolución de la economía mexicana.

1. La relación de causalidad entre los mercados cambiario y bursátil en la teoría microeconómica y macroeconómica

En la economía existen dos teorías que estudian la relación que existe entre los mercados cambiario y bursátil, estas son la teoría microeconómica y la teoría macroeconómica.

La teoría microeconómica sostiene que cuando los tipos de cambio fluctúan las empresas que tienen obligaciones en moneda extranjera están sujetas a riesgos financieros. Si los derechos netos de las empresas exceden a sus pasivos en moneda extranjera, una devaluación de la moneda nacional con relación a la moneda extranjera representa un beneficio para ella, el caso contrario sucede cuando sus derechos netos son menores que sus pasivos. Para las empresas que tienen sus acciones inscritas en la bolsa de valores, las fluctuaciones en el tipo de cambio repercuten en sus utilidades: con una devaluación las utilidades de las empresas medidas en moneda nacional bajan en términos de la moneda extranjera, y cuando la moneda nacional se aprecia, las utilidades medidas en moneda extranjera, y bajan y aumentan en moneda nacional. Además, una moneda apreciada afecta el precio de las acciones ya que como cualquier precio del resto de los productos que produce una economía, una moneda apreciada significa un mayor precio; el precio de las acciones será más alto y perderá competitividad frente al precio de las acciones que se coticen en otros mercados del mundo.

A nivel macroeconómico el mercado cambiario y el mercado bursátil están relacionados a través de la Balanza de Pagos. Las entradas de capital al mercado bursátil forman parte de la subcuenta Pasivos Financieros de la Cuenta de Capital. A estas entradas de capital a la bolsa se les llama inversión extranjera en cartera (IEC) y forman parte, junto con la inversión extranjera directa (IED) y el endeudamiento externo público y privado,¹ del rubro Pasivos Financieros Netos² el cual financia el déficit de la Cuenta Corriente.

La IEC tiene una característica muy singular que la distingue de la IED y del endeudamiento público y privado, a saber: carece tanto de costos de entrada

¹ En la presentación 1994 de la Balanza de Pagos que elabora el Banco de México, se clasifica el endeudamiento externo público y privado en banca (Desarrollo, Comercial, Banco de México) y sector (Público y Privado).

² Los Pasivos Financieros Netos son iguales al saldo de la Cuenta de Capital. Si el saldo de la Cuenta de Capital es menor al saldo de la Cuenta Corriente habrá un déficit global de la Balanza de Pagos porque está saliendo más capital del que está entrando, y este déficit deberá ser cubierto con una disminución de las reservas internacionales.

como de salida por lo que tiene un alto grado de movilidad.³ Esta IEC busca maximizar la riqueza y minimizar el riesgo, de esta forma los inversionistas asignan sus recursos hacia las bolsas de los países donde la tasa de rendimiento sea mayor. Sin embargo, este flujo de capital tiene repercusiones para el país que lo recibe por su alta movilidad. Las entradas masivas de capital significan incremento en las reservas internacionales (mayor monto de moneda extranjera) y las salidas su reducción de éstas (menor monto de moneda extranjera). De manera inmediata, un mayor monto de divisas abaratará su precio en relación a la moneda nacional (el mercado de divisas se encuentra con exceso de oferta), por lo que el tipo de cambio tenderá a apreciarse. Las salidas continuas e inesperadas tendrán el efecto contrario: una devaluación de la moneda doméstica con relación a la moneda extranjera.⁴

La IEC es muy sensible al comportamiento de la economía, a los acontecimientos políticos y a las analogías que puedan existir entre los países. El movimiento de las principales variables económicas como la inflación, la producción nacional, el déficit en la Cuenta Corriente, las tasas de interés interna y externa, el crecimiento de la oferta monetaria y los vaivenes de precio del petróleo están presentes entre los inversionistas internacionales. La inestabilidad política de los países que reciben flujos de capital es decisiva para la movilidad de estos capitales; las decisiones de inversión se verán afectadas por la política económica, los enfoques económicos teóricos de los agentes que lleven el control de gobierno, los asesinatos políticos, los cambios de gobierno, las noticias inesperadas, los levantamientos armados, etcétera. Además, los fracasos de los programas económicos y financieros de los países que reciben estos capitales, bastan para retirar los capitales de estas economías en cuestión de segundos, resultado de la desconfianza que genera entre los inversionistas la propagación de estos problemas al resto de los países.⁵

Por otro lado, no menos importante es la entrada de capitales extranjeros a los países vía IED y endeudamiento público y privado que también afectan al flujo de reservas internacionales, financian los déficit de Cuenta Corriente y alteran el mercado del tipo de cambio. Sin embargo, estos flujos de capital no van a parar directamente al mercado bursátil y dada su naturaleza no poseen gran movilidad.

³ A este tipo de mercados se les llama mercados impugnables. Este concepto tiene su origen en Baumol, Panzar y Willig (1982) y lo retoman algunos autores que estudian los flujos de capital a corto plazo como Arellano y Castañeda (1993).

⁴ Los efectos de las entradas y salidas de capital extranjero sobre las economías son analizados con mayor profundidad por Krugman y Obstfeld (2000).

⁵ La muestra más evidente de los efectos de propagación entre los países emergentes fueron las crisis rusa y brasileña, producto de las cuales se desataron salidas generalizadas de capitales de los inversionistas internacionales provocando inestabilidad en los tipos de cambio de los países emergentes.

Por lo general, la IED se dirige a la adquisición de activos físicos e implica la explotación de ciertas ventajas que las empresas transnacionales tienen sobre las empresas nacionales, y sus entradas y salidas están sujetas a costos por lo que su movilidad es más lenta. El endeudamiento público y privado toma la forma de una obligación que se contrae por medio de la emisión de un bono y mediante el financiamiento bancario de bancos comerciales y de organismos internacionales, en estas obligaciones se estipulan el monto de capital y los intereses que deberán pagar los acreedores. Los gobiernos de los países en desarrollo generalmente han recurrido a este tipo de endeudamiento para financiar sus déficit públicos.

2. La relación empírica entre el TCS y el IPC

Durante los últimos treinta años, se distinguen en México dos periodos en el comportamiento del mercado cambiario, los cuales a su vez están relacionados con los movimientos del mercado bursátil. El primero, es aquel donde el peso se devaluó con respecto al dólar en por lo menos 15%, y que se presentan generalmente al término de cada sexenio (1976-1995); el otro se observa cuando las depreciaciones de la moneda nacional son menores a dicho porcentaje (1996-2006). Este segundo periodo se desarrolla en el presente apartado, destacando la relación de causalidad empírica entre los mercados cambiario y bursátil.

2.1 La relación de causalidad empírica entre el TCS y el IPC en 1996 y 1997

Después de la devaluación sufrida por el peso mexicano con respecto al dólar estadounidense en diciembre de 1994⁶ y de la inestabilidad del mercado cambiario durante 1995,⁷ la economía mexicana se recuperó rápidamente en 1996 y 1997. Dentro de los factores que explican esta recuperación se encuentran: el aumento de las exportaciones mexicanas derivado del alto crecimiento de la economía de EUA y de la apertura económica lograda por el Tratado de Libre Comercio de América del Norte, así como las medidas concretas al rescate bancario las cuales consistieron en comprar la cartera vencida de los bancos con lo cual parte de la pérdida bancaria fue transferida al gobierno.

⁶ En sólo tres días (20, 21 y 22), la moneda mexicana pasó de 3.47 a 6.00 pesos por dólar lo cual significó una devaluación nominal de 72.91%.

⁷ En marzo de 1995 la moneda mexicana se llegó a cotizar en 8.00 pesos por dólar, para octubre en 7.50 y cerró el año en 8.20.

En este contexto, tanto el tipo de cambio como el IPC presentaron cierta estabilidad durante esos dos años.⁸ El tipo de cambio fluctuó entre 7.50 y 7.95 pesos por dólar hasta mediados de octubre de 1997, a partir de este mes el peso rebasó ocho pesos al cotizarse al final del mes de diciembre en 8.10 pesos por dólar. Por su parte, el IPC también daba muestras de relativa estabilidad en estos años, la ganancia nominal fue de 20.97% en 1996 y para 1997 ascendió a 55.59%. Con estos resultados en el IPC se confirmaba que las variables macroeconómicas habían mejorado su evolución, mucho de esto provocado por la intervención gubernamental en el sistema bancario para evitar un mayor quebranto en la economía, pero el deterioro de la mayoría de la población persistía en el poder adquisitivo de los salarios y el desempleo.

2.2 La relación de causalidad empírica entre el TCS y el IPC en 1998

En 1998 tanto el movimiento del TCS como el IPC, estuvieron determinados por la caída en el precio del petróleo y por las crisis económicas y financieras de algunos países de América Latina y Asia. A finales de 1997 el TCS se cotizaba por arriba de 8.00 pesos por dólar (8.1), pero para diciembre de 1988 se encontraba en 10.02 pesos por dólar aunque finalizó en 9.86; es decir, en 1998 se devaluó 24.24% mientras que el IPC tuvo un rendimiento negativo de 24.3% en términos nominales.

Aunque las circunstancias económicas eran diferentes a las de 1994-1995 (la variación del PIB fue 4.82% en 1998), la disminución del precio de petróleo a niveles mínimos históricos obligó al gobierno a recortar su presupuesto y a anunciar los primeros cortos dentro de su política monetaria.⁹

Aunado a las sucesivas disminuciones en el precio del petróleo, los problemas económicos y financieros de Japón, Rusia y Brasil afectaron en forma determinante los comportamientos del TCS y del IPC. El 26 de mayo de 1998 se registra una fuerte salida de capitales de inversionistas extranjeros y como consecuencia el peso se deprecia 1.62% ubicándose en 8.79 pesos por dólar, y el IPC registra ese mismo día una caída de 3.44%. El 10 de septiembre, ante una severa disminución de 3.17% del IDJ por la posible destitución del presidente William Clinton como

⁸ La estabilidad en el mercado cambiario durante 1996 y 1997 se explica en parte por la decisión de la comisión de cambios (integrada por representantes del Banco de México y de la Secretaría de Hacienda y Crédito Público) de implementar dos mecanismos para regular el mercado cambiario. Estos dos mecanismos fueron la subasta de opciones de venta de dólares así como su venta contingente, que empezaron a operar en los primeros meses de 1996.

⁹ La política monetaria pasa de neutral a restrictiva el 11 de marzo de 1998.

consecuencia del escándalo Lewinsky, la disminución en las reservas internacionales en Brasil y el anuncio de Banco de México de incrementar el corto por cuarta vez en el año, el IPC sufre su peor caída en el año (9.82%) mientras que el TCS alcanzó 10.65 pesos por dólar, cotización que ligeramente se reduce a finales de 1998 pero que no logró alejarse de 10.00 pesos por dólar.

2.3 La relación de causalidad empírica entre el TCS y el IPC en 1999 y 2000

En 1999 y 2000 hay una característica distintiva entre los comportamientos del TCS y el IPC: mientras que el IPC obtiene ganancias en 1999 y pérdidas en 2000 con alta volatilidad, el TCS se mantiene relativamente estable. Este comportamiento contrapuesto en el mercado bursátil mexicano se explica principalmente por factores externos, mientras que la relativa estabilidad del mercado cambiario estuvo determinada por factores internos. Entre los elementos que influyeron en las variaciones del IPC se encuentra la desaceleración de la economía de EUA: la variación de su Producto Nacional Bruto (PNB) fue de 4.5% en 1999 y a 3.79 en 2000, y a la baja en el precio internacional del petróleo. La estabilidad del mercado cambiario respondió principalmente al anuncio del Programa de Fortalecimiento Financiero 1999-2000, más conocido como blindaje económico,¹⁰ y a la política cambiaria implementada por Banco de México desde 1996 para regular el mercado. Además de estos factores, se encuentra el desenvolvimiento favorable de nuestra economía durante estos dos años (la variación del PIB se incrementa de 3.9% a 6.6 de 1999 a 2000).

En ese contexto el TCS fluctuó durante 1999 entre 10.60 y 9.25 pesos por dólar (aunque cerró en 9.50), es decir se apreció 3.71% con respecto a la cotización alcanzada en 1998; mientras que el IPC tuvo una ganancia nominal de 80% en 1999. Para 2000 el TCS se cotizó entre 10.02 y 9.20 pesos por dólar (cerró en 9.65), mientras que el IPC tuvo una pérdida de 20.72% en términos nominales.

2.4 La relación de causalidad empírica entre el TCS y el IPC en 2001 y 2002

Aunque el cambio de gobierno y de partido político en el poder después de 71 años no significó mayores sobresaltos en los mercados financieros nacionales durante 2001 y 2002, la economía resintió la entrada a la democracia. La variación del PIB

¹⁰ El programa de blindaje económico se anuncia el 15 de junio de 1999 e incluye recursos por 16,900 millones de dólares. Este programa tenía como objetivo proteger a la economía mexicana de presiones sobre el tipo de cambio derivadas de algunos efectos de propagación que se pudieran presentar por los problemas financieros en ciertos mercados emergentes y ante el proceso del cambio de gobierno en nuestro país.

fue negativa en 2001 (-0.2%) y ligeramente positiva en 2002 (0.8%), la tasa de desempleo creció de 2.2% en 2000 a 2.7 en 2002, y la inflación ascendió a 8.40% entre 2001-2002.

A nivel internacional la economía de EUA se debilitó en 2001 y 2002 (la variación de su PNB fue 0.8 y 1.6% respectivamente), y los mercados financieros se tornaron de incertidumbre y pesimismo generalizado producto de los atentados terroristas del 11 de septiembre de las noticias de los fraudes contables en los que incurrieron algunas corporaciones de EUA y la crisis financiera de Argentina.

En este contexto, nacional e internacional, poco favorable para exponerse al riesgo, los mercados cambiario y bursátil mexicanos tuvieron raquíticos resultados. En 2001 el peso se apreció 3.35% al pasar de 9.65 a 9.16 pesos por dólar, y el IPC tuvo un rendimiento positivo de 12.74%. Sin embargo, la relación entre estos mercados se hizo evidente en septiembre, con una depreciación del peso (3.34%) y una severa pérdida del IPC (14.37%), y más aún esta relación se manifestó al cierre del mercado bursátil y en las cotizaciones del TCS el 11 de septiembre donde ambos mercados pierden (5.5 y 2.02% respectivamente). Para 2002, los resultados obtenidos en dos mercados fueron peores: nuestra moneda se depreció 13.48% al pasar de 9.16 a 10.39 pesos por dólar, y el IPC tuvo una pérdida de 3.85%.

2.5 La relación de causalidad empírica entre el TCS y el IPC de 2003 a 2005

Durante 2003-2005 los mercados cambiario y bursátil tuvieron comportamientos diferentes, el bursátil mostró rendimientos nominales positivos y constantemente rebasó sus máximos históricos, mientras que el cambiario se depreció en forma marcada en 2003, permaneció estable en 2004 y mantuvo una tendencia hacia la apreciación durante 2005. Sus comportamientos reflejaron que estuvieron determinados por distintos factores y que difícilmente un mercado siguió al otro. Durante estos tres años el IPC tuvo una tendencia similar a la presentada por el IDJ, mientras que los movimientos del TCS respondieron a factores internos y externos, como por ejemplo a la variación anual del PIB (1.4, 4.4 y 3.0% respectivamente), a la mayor oferta de dólares proveniente de los incrementos en el precio internacional de petróleo, y al aumento en el monto de remesas familiares.

Aunque el conflicto bélico contra Irak prevaleció en el contexto internacional, a lo largo de 2003 no se percibe que haya influido en forma determinante en ambos mercados, salvo en los periodos de mayor tensión como lo fue el primer trimestre del año 2003: el peso perdió 3.51% (de 10.39 a 10.76 pesos por dólar) y el IPC tuvo un rendimiento negativo de 3.48%. Sin embargo, al finalizar el año la depreciación de nuestra moneda fue 8.0% (de 10.40 a 11.23 pesos por

dólar), producto principalmente de la reducción de las exportaciones mexicanas derivada de la pérdida de competitividad frente a las de China; por su parte el IPC obtuvo una ganancia de 43.55% en términos nominales.

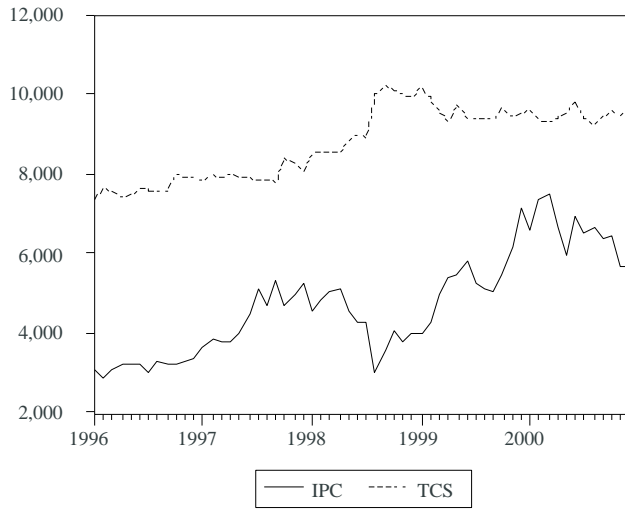
En 2004 y 2005, la recuperación relativa de la economía mexicana, y de la de EUA en un contexto de poca volatilidad en los mercados financieros internacionales, provocó un ambiente de mayor tranquilidad en el mercado cambiario mexicano y alzas sucesivas en el mercado bursátil. La combinación de estos factores dieron como resultado una ligera apreciación del peso (0.72% en 2004 al pasar de 11.23 a 11.15 pesos por dólar, y 4.60% en 2005 al pasar de 11.15 a 10.63 pesos por dólar) y una ganancia del IPC en 2004 y 2005 (46.87 y 37.81% en términos nominales, respectivamente).

2.6 La relación de causalidad empírica entre el TCS y el IPC en 2006

En los primeros cuatro meses de 2006 los mercados cambiario y bursátil mostraron claramente una relación positiva y otra negativa: la primera en enero y febrero, y la segunda en marzo y abril. En enero y febrero, la apreciación del peso prevaleció por los mismos factores que lo había venido haciendo los dos años previos: aumentos en el precio del petróleo e incrementos en el monto de las remesas familiares; mientras que el comportamiento del mercado bursátil estuvo ligado a los resultados financieros positivos de las empresas que cotizan en la bolsa, y sobre todo a los incrementos en el ingreso por las exportaciones que tuvieron algunas de ellas. Sin embargo, a partir de marzo y a lo largo de abril, ambos mercados –aunque no con la misma intensidad y resultados– reaccionaron a los incrementos en las tasas de interés de EUA, Europa y Japón como respuesta a las constantes presiones inflacionarias mundiales derivadas de los altos precios de algunas materias primas. Así, la apreciación del peso en los primeros dos meses de 2006 fue 1.49% (de 10.63 a 10.47 pesos por dólar) y el rendimiento del IPC fue 5.07%. Pero en los siguientes dos meses, y como resultado del incremento en la tasa de interés en los países desarrollados y de la cercanía de las elecciones presidenciales, el peso se depreció 7.89% (de 10.46 a 11.29 pesos por dólar). Por su parte, aunque el mercado bursátil resintió la noticia de los aumentos en las tasas de interés internacionales los primeros días de marzo, pronto se recuperó y el IPC obtuvo una ganancia de 10.37%.

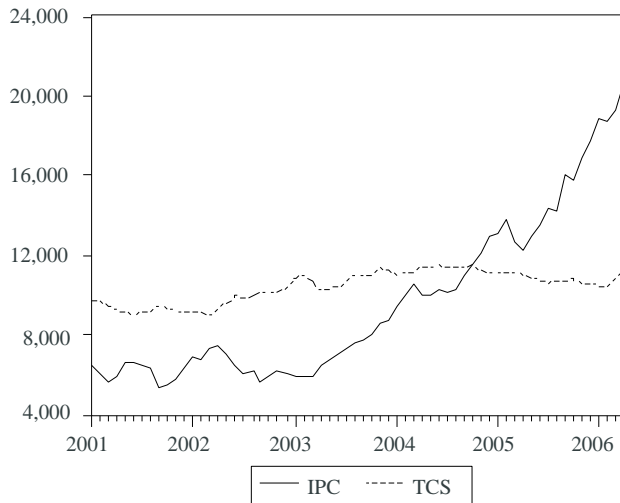
Finalmente, es importante destacar que al observar el comportamiento de la evolución del IPC y del TCS, se encuentra que existe entre ellos una serie de relaciones a lo largo de los diez últimos años como se muestra en las gráficas 1 y 2.

Gráfica 1
Comportamientos del IPC y del TCS, 1996-2000



Fuente: Elaboración propia.

Gráfica 2
Comportamientos del IPC y del TCS, 2001-2006



Fuente: Elaboración propia.

En la Gráfica 1 se aprecia que el TCS y el IPC presentaron principalmente una relación inversa entre 1996-2000, y en la Gráfica 2 que la relación inversa entre estas dos variables es menos marcada que en los cinco años previos pero subsiste durante 2001-2004. No obstante, el TCS tiende a estabilizarse en los últimos dos años mientras que el IPC presenta una tendencia ascendente.

3. La relación de causalidad econométrica entre el TCS y el IPC

En este apartado se destaca que la teoría sobre la relación de causalidad incluye conceptos como integración, cointegración, método de corrección del error y causalidad en el sentido de Granger. Además, se presentan los resultados de las pruebas de causalidad entre el TCS y el IPC de 1996 a 2006 con datos diarios, semanales y mensuales.

3.1 La relación teórica de causalidad econométrica

El método de causalidad de Granger es una herramienta estadística para determinar el sentido de la relación entre las variables. A diferencia del coeficiente de correlación,¹¹ el cual mide el grado de asociación entre pares de variables sin importar que éstas tengan una relación de dependencia, el concepto de causalidad de Granger hace referencia a la precedencia de una variable sobre otra variable.¹² Este concepto sostiene que si x_t puede ser explicado por sus valores pasados y por los valores pasados de y_t , entonces y_t causa a x_t ; es decir cuánto del valor observado de x_t puede ser explicado por los valores pasados de x_t de y_t . Para definir causalidad, Granger (1988) utiliza la distribución condicional de x_t dados los conjuntos de información J y J' :¹³

¹¹ El coeficiente de correlación se calcula de la siguiente manera:

$$r = \frac{\sum x_i y_i}{\sqrt{(\sum x_i^2)(\sum y_i^2)}}$$

Donde: x_i , y_i son variables expresadas como desviaciones con respecto a la media; y $-1 \leq r \leq 1$.

Si $r = -1$ las variables están inversamente asociadas, es decir se mueven en sentido contrario: mientras una baja la otra sube; si $r = 1$ las variables se asocian directamente, esto significa que se mueven en el mismo sentido: si una sube la otra también; si $r = 0$ las variables son independientes.

¹² La precedencia de una variable sobre una variable, o sobre otras variables, surge de la noción de que la causa debe suceder antes que el efecto. Diebold (1999) profundiza sobre el concepto de causalidad relacionado con los pronósticos y retoma el concepto de causalidad como precedencia.

¹³ Granger definió la causalidad, la doble causalidad (retroalimentación), la causalidad instantánea, y la causalidad rezagada (Granger, 1969); pero en 1988 define la causalidad predictiva en significancia.

$$J: x_{t-j}, y_{t-j}, w_{t-j} \quad j \geq 0$$

$$J' : x_{t-j}, w_{t-j} \quad j \geq 0$$

Donde:

$x_{t-j}, y_{t-j}, w_{t-j}$ = son elementos de los vectores: $x_t, y_t,$ y w_t ; y

J = denota toda la información disponible al igual que J' pero ésta excluye la información del pasado y del presente de y_t .

Para Granger y_t causa a x_{t-1} cuando $f(x_{t+1} | J) \neq f(x_{t+1} | J')$; y no causa a si $f(x_{t+1} | J) = f(x_{t+1} | J')$. La definición de causalidad implica que si y_t causa a x_t , entonces x_{t+1} es mejor predictor cuando se utiliza a y_{t-j} que cuando no se hace así.

Diebold, siguiendo a Granger, argumenta que “una serie causal debe contener información útil para el pronóstico que no este disponible en las demás series (incluyendo la historia pasada de las variables pronosticables)” (Diebold, 1999). Esta definición de causalidad de Granger se basa en dos principios fundamentales: a) la causa ocurre antes que el efecto; y b) la serie causal contiene información acerca de la serie causada que no está disponible en otras series, aquí llamada w_t .

Granger presentó la prueba de causalidad en 1969 de la siguiente manera:

$$A_0 x_t = \sum_{j=1}^m A x_{t-j} + \varepsilon_t$$

Donde:

A_0 = es un conjunto de matrices;

m = puede ser infinita; y

ε_t = es la parte no explicada del modelo que se incluyen como un vector de variables aleatorias llamadas ruido blanco,¹⁴ las cuales toman los valores $E[\varepsilon_t', \varepsilon_s] = 0$ si $t \neq s$; y $E[\varepsilon_t', \varepsilon_s] = I$ si $t = s$.

Según Granger, este modelo puede ser ilustrado para el caso de dos variables x_t y y_t :

$$x_t = \sum_{j=1}^m a_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j y_{t-j} + \varepsilon_t'$$

¹⁴ Variable que tiene media cero, varianza constante σ^2 y no está autocorrelacionada.

$$y_t = \sum_{j=1}^m c_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j y_{t-j} + \varepsilon_t''$$

Donde:

$$y_t \text{ no causa a } x_t \text{ si } b_j = 0 \forall j; \text{ y } x_t \text{ no causa a } y_t \text{ si } C_j = 0 \forall j.$$

Además, Granger recomienda realizar pruebas de integración y cointegración de las series antes de probar causalidad porque si las series son integradas de orden $d \geq 1$ y están cointegradas, entonces los modelos para probar causalidad deben incluir métodos de corrección del error (Granger, 1988).

Granger (1987) define los conceptos de integración y cointegración, y destaca las diferencias de una variable integrada de orden cero y de orden mayor o igual a uno:

Integración. Una serie con componente no determinista,¹⁵ la cual es estacionaria¹⁶ e invertible,¹⁷ y que tiene una representación ARMA después de diferenciarla d veces, se llama integrada de orden d y se expresa como $x_t \approx I(d)$.

Integración de orden cero. Si $x_t \approx I(0)$, entonces la varianza de x_t es finita, las innovaciones tienen un efecto temporal sobre el valor de x_t , y las autocorrelaciones decrecen en una magnitud K por lo cual su suma es finita.

Integración de orden uno. Si $x_t \approx I(1)$, entonces la varianza es infinita, las innovaciones tienen efectos permanentes sobre el valor de x_t , y las autocorrelaciones teóricas K para t tienden a infinito.

Cointegración. Aunque dos series (x_t y y_t) individualmente sean $I(d)$, puede existir entre ellas una combinación lineal $z_t = x_t + ay_t$ integrada de orden cero (estacionaria), si esto ocurre se dice que ambas series están cointegradas o que hay una relación cointegrante entre ellas.

¹⁵ Un componente determinista es un componente perfectamente predecible de una serie y no varía, un componente no determinista significa lo contrario: no es predecible y varía.

¹⁶ Una serie es estacionaria si sus dos primeros momentos son constantes en el tiempo y si el valor de la covarianza en los periodos depende de sus rezagos y no del tiempo en que se calculan, gráficamente fluctúa alrededor de su media y si se aleja siempre regresa a una vecindad de ella.

¹⁷ Una serie de tiempo o proceso estocástico que puede expresarse como un proceso que depende de sus propios rezagos (modelo AR) es un proceso invertible.

El hecho de que dos series estén cointegradas significa que hay equilibrio a largo plazo, es decir que ambas series se moverán muy cerca en el tiempo y la diferencia entre ellas será estable (estacionaria). Esta diferencia estará medida por la variable z_t la cual es el error hacia el equilibrio de largo plazo.

Granger (1988) sostiene que cuando las series están cointegradas, las pruebas de causalidad tendrán que incluir a la variable $z_t = x_t + ay_t$ o bien al mecanismo de corrección del error. Un modelo de dos variables cointegradas de orden uno que incluya el mecanismo de corrección del error, se expresaría en el siguiente vector autorregresivo (VAR) como:

$$\Delta x_t = \gamma_1 z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_t + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta y_t = \gamma_2 z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_t + \varepsilon_{2t}$$

Donde:

$\gamma_1, \gamma_2 \neq 0$; y
 $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ = son variables ruido blanco.

La consecuencia inmediata de este modelo de corrección del error es que las diferencias de x_t (Δx_t) o de y_t (Δy_t) son causadas por z_{t-1} , la cual es en sí misma una función de x_{t-1} y de y_{t-1} ; por lo tanto, x_{t+1} es causada por y_t y x_t si las dos series están cointegradas. Esto significa que el modelo de corrección del error incluye dos posibles fuentes de causación: la de los términos de z_{t-1} si $\gamma_1 \neq 0$, y la de los términos de los rezagos de Δy_t si están presentes en la ecuación.

Un problema con las pruebas de causalidad se presenta con la elección de los rezagos, para Gujarati (2000) el número de términos usados en la pruebas de causalidad debe ser importante porque la dirección de la causalidad puede depender del número de términos rezagados incluidos. Este autor recomienda usar en la práctica más rezagos en lugar de menos, e ir ajustando el número a su propia significancia estadística.

Otro criterio para determinar el número de rezagos, no únicamente en las pruebas de causalidad sino en términos generales, son los criterios de Akaike y de Schwarz para seleccionar el mejor modelo de pronóstico.¹⁸ La idea de estos crite-

¹⁸ Diebold (1999: 75) explica y analiza estos dos criterios de selección.

rios es penalizar la varianza de los residuales de la muestra por los grados de libertad deseados, o bien por la cantidad de parámetros usados.

Finalmente, para probar si las variables están cointegradas se utiliza la prueba de Johansen, la cual consiste en obtener las raíces características o correlaciones canónicas cuadradas que se forman a partir de los residuos de las dos regresiones siguientes:

A = los residuos de la regresión Δy_t en z_t

B = los residuos de la regresión de y_{t-p} en z_t

Donde:

y_t = es un VAR que tiene la forma $y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \dots + \Gamma_{t-p} + \varepsilon_{t-p}$; y

z_t = es un vector de $M(p-1)$ variables, en el cual p se tiene que determinar por adelantado y que tiene la forma $z_t = \Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-p+1}$, es decir contiene los retrasos de 1 hasta $p-1$ de las primeras diferencias de las M variables.

Las correlaciones canónicas cuadradas de A y B son las raíces características ordenadas de la matriz $R^* = R_{AA}^{-1/2} R_{AB} R_{BB}^{-1} R_{BA} R_{AA}^{-1/2}$, donde R^* es la matriz de correlaciones cruzadas entre las variables del conjunto i y del conjunto j para $i, j = A, B$.

La hipótesis nula a probar es si existe cointegración y el número de vectores cointegrantes (linealmente independientes) de la matriz R^* .

3.2 La relación de causalidad econométrica entre el TCS y el IPC

Con la finalidad de poder encontrar el sentido de la relación de causalidad econométrica entre el mercado cambiario y bursátil durante 1996-2006 se utilizaron datos diarios, semanales y mensuales del TCS y del IPC, ambos obtenidos del Banco de México y de *Economática*. El TCS está expresada en pesos por dólar y el IPC en puntos. La muestra para los datos diarios y semanales fue subdividida: 1996-1997, 1998, 1999-2000, 2001-2002, y 2003-2006; esto en correspondencia con el análisis empírico realizado en la sección previa. Además, con el fin de observar si los resultados de la prueba de causalidad no varían sustancialmente si se subdivide la muestra de diferente forma, se realizó una subdivisión anual a lo largo de todo el periodo de estudio (1996-2000 y 2001-2006). Para realizar las pruebas de causalidad econométrica con datos mensuales, sólo se realizó el análisis para 1996-2000 y 2001-2006 con la finalidad de suprimir problemas en la inferencia estadística derivados de la escasez de datos que contiene la muestra mensual.

Por otra parte, con base en lo que sostiene la teoría de la causalidad econométrica, se realizaron pruebas de causalidad simple (causalidad en el sentido de Granger) cuando los logaritmos del TCS (LTCS) y del IPC (LIPC) no resultaron estar cointegrados, pero cuando presentaron una tendencia común estacionaria se estimaron VAR con el método de corrección del error. Estos VAR se calcularon con dos y cuatro rezagos de la diferencia del logaritmo de cada variable, donde el VAR estimado con cuatro rezagos fue elegido como el mejor modelo para probar causalidad porque en todos los casos los criterios de Akaike y de Schwarz tuvieron los menores valores. Finalmente, el paquete utilizado para llevar a cabo las pruebas de integración, cointegración y causalidad en el sentido de Granger fue *EViews 3.1*.

3.2.1 Resultados de la relación de causalidad econométrica entre el TCS y el IPC con datos diarios

Según los resultados que se muestran en Cuadro 1, en 1996-1997, 2001-2002 y 2003-2006 el LTCS y el LIPC no están cointegrados, mientras que en 1999-2000 dichas variables presentan un equilibrio estacionario a largo plazo.

Cuadro 1
Resultados de las pruebas de causalidad
(datos diarios)

Periodo	Cointegradas		Causalidad Simple*		VAR con C.E.**	
	Sí	No	LTCS-LIPC	LIPC-LTCS	LTCS-LIPC	LIPC-LTCS
1996-1997		X	0.00120	0.01391		
1998	X				Sí	
1999-2000	X				Sí	Sí
2001-2002		X	0.17435	0.15678		
2003-2006		X	0.04793	0.91344		

*Hipótesis nula: la primera variable no causa en el sentido de Granger a la segunda.

**Hipótesis nula: la primera variable es causada por la segunda.

Para los periodos en los cuales las variables no están cointegradas, las pruebas de causalidad simple al 95.0% de confianza, determinaron que de 1996 a 1997 se rechaza la hipótesis nula dado que el valor de la probabilidad de estadístico *F* fue menor que 0.05 en ambas pruebas (0.00120 y 0.01391); es decir que el LTCS no causa en el sentido de Granger al LIPC y viceversa. Este resultado significa que

se presenta una doble relación de causalidad entre las variables o bien un efecto retroalimentación entre ellas. Para 2001-2002, la hipótesis nula no se rechaza en ambas direcciones (el valor de la probabilidad del estadístico F es mayor a 0.05), este resultado muestra que los mercados cambiario y bursátil actuaron de forma independiente. Para los cuatro años restantes (2003-2006) la prueba de causalidad simple indica que se presenta sólo una relación de causalidad del mercado cambiario al bursátil, es decir que de 2003 a 2006 el LTCS siguió al LIPC.

Para los periodos en que LTCS y LIPC están cointegrados, los resultados del VAR indican que en 1998 el mercado cambiario sigue al bursátil (véanse las últimas dos columnas del Cuadro 1), y en 2001-2002 ambos VAR muestran una causalidad o efecto retroalimentación.

En lo que se refiere a los resultados del análisis anual, en la mayoría de los años LTCS y LIPC no están cointegrados (véase Cuadro 2). Por tanto, las pruebas de causalidad simple indican que en 1996 y 1999 el mercado cambiario sigue al bursátil (el valor de la probabilidad del estadístico F cuando LIPC-LTCS es 0.00522 y 0.00968, respectivamente). Para 1997 y 2002, estas pruebas muestran que el mercado bursátil sigue al cambiario (el valor de la probabilidad del estadístico F cuando LTCS-LIPC es 0.00376 y 0.03100, respectivamente). Para el resto de los años (2000, 2001, 2003, 2004 y 2005-2006), no se rechaza de la hipótesis nula en ambas direcciones (el valor de la probabilidad del estadístico F en estos años es mayor a 0.05), es decir los dos mercados muestran independencia.

Cuadro 2
Resultados de las pruebas de causalidad
(datos diarios)

<i>Periodo</i>	<i>Cointegradas</i>		<i>Causalidad Simple*</i>		<i>VAR con C.E.**</i>	
	<i>Sí</i>	<i>No</i>	<i>LTCS-LIPC</i>	<i>LIPC-LTCS</i>	<i>LTCS-LIPC</i>	<i>LIPC-LTCS</i>
1996		X	0.71433	0.00522		
1997		X	0.00376	0.34618		
1998	X				Sí	
1999		X	0.10062	0.00968		
2000		X	0.13174	0.21208		
2001		X	0.73420	0.56453		
2002		X	0.03100	0.48090		
2003		X	0.08984	0.33876		
2004		X	0.93021	0.13135		
2005			0.11150	0.80725		
2005-2006		X	0.15849	0.80725		
06 Ene-Feb			0.70047	0.81985		
06 Mar-Abr	X				No	Sí

*Hipótesis nula: la primera variable no causa en el sentido de Granger a la segunda.

**Hipótesis nula: la primera variable es causada por la segunda.

Es importante observar los resultados de las pruebas de causalidad obtenidas al subdividir la muestra en 2006 de enero a febrero y de marzo a abril. En los dos primeros meses de este año, LTCS y LIPC no están cointegrados y ambos son independientes. Sin embargo, para marzo y abril las variables muestran una tendencia común estacionaria y del resultado del VAR se desprende que el mercado bursátil sigue al cambiario.

Al realizar las pruebas de cointegración a lo largo de toda la muestra y subdividida de 1996 a 2000 y de 2001 a 2006, se aprecia que LTCS y LIPC no tienen una tendencia común estacionaria (véase Cuadro 3). Además, cuando se realiza la prueba de causalidad simple para toda la muestra se infiere que el mercado cambiario sigue al bursátil. Sin embargo, cuando la muestra se subdivide de 1996 a 2000 y de 2001 a 2006, resulta que en el primer subperiodo el mercado cambiario sigue al bursátil, mientras que en el segundo el bursátil sigue al cambiario (el valor de la probabilidad de estadístico *F* se encuentra en la zona de rechazo de la hipótesis nula en ambos sentidos).

Cuadro 3
Resultados de las pruebas de causalidad
(datos diarios)

Periodo	Cointegradas		Causalidad Simple*		VAR con C.E.**	
	Sí	No	LTCS-LIPC	LIPC-LTCS	LTCS-LIPC	LIPC-LTCS
1996-2006		X	0.05148	0.00080		
1996-2000		X	0.89770	0.00255		
2001-2006		X	0.03006	0.70113		

*La hipótesis nula a probar es: la primera variable no causa en el sentido de Granger a la segunda variable.

**La hipótesis nula a probar es: la primera variable es causada por la segunda variable.

3.2.2 Resultados de la relación de causalidad econométrica entre el TCS y el IPC con datos semanales

Los resultados de las pruebas de causalidad con datos semanales, muestran que en algunos casos coinciden con los que se obtuvieron con datos diarios y en otros son diferentes. Por ejemplo, para la subdivisión de la muestra con base en el análisis empírico se observa que a excepción de 1998, LTCS y LIPC no están cointegrados (véase Cuadro 4). Según las pruebas de causalidad simple hay efecto retroalimentación para 1996-1997 (se rechaza la hipótesis nula en ambos casos), y de indepen-

dencia para 1999-2000 (no se rechaza la hipótesis nula en ambos casos). Para 1998, aunque presentan equilibrio estacionario, las variables no se causan mutuamente, este resultado contrasta con el que se obtuvo al emplear datos diarios: mientras en aquellos el mercado cambiario sigue al mercado bursátil, aquí los mercados son independientes (véanse cuadros 1 y 4).

Cuadro 4
Resultados de las pruebas de causalidad
(datos semanales)

<i>Periodo</i>	<i>Cointegradas</i>		<i>Causalidad Simple*</i>		<i>VAR con C.E.**</i>	
	<i>Sí</i>	<i>No</i>	<i>LTCS-LIPC</i>	<i>LIPC-LTCS</i>	<i>LTCS-LIPC</i>	<i>LIPC-LTCS</i>
1996-1997		X	0.01515	0.04109		
1998	X				No	No
1999-2000		X	0.27564	0.13789		
2001-2002		X	0.24869	0.10897		
2003-2006		X	0.69912	0.31764		

*Hipótesis nula: la primera variable no causa en el sentido de Granger a la segunda.

**Hipótesis nula a probar es: la primera variable es causada por la segunda.

Cuando se subdivide la muestra en forma anual nuevamente en la mayoría de los casos LTCS y LIPC no están cointegrados, salvo 1998 y 2000 (véase Cuadro 5). Al igual que con datos diarios los resultados muestran que el mercado cambiario sigue al bursátil en 1996 (el valor de la probabilidad del estadístico F se encuentra en la zona de rechazo cuando LIPC-LTCS), y el mercado cambiario causa al bursátil en 2002 (el valor de la probabilidad del estadístico F se encuentra en la zona de rechazo cuando LTCS-LIPC). También para 2001, 2003, 2004 y 2005-2006 no se rechaza la hipótesis nula de no causalidad en ambas direcciones, razón por la cual se confirma el movimiento independiente de las variables en estudio al utilizar datos semanales. Para 1999 y 2000 los resultados de las pruebas de causalidad con datos semanales fueron diferentes a los obtenidos con datos diarios: con datos semanales no existe una relación de causalidad, mientras que con datos diarios resulta que el mercado bursátil causa en el sentido de Granger al cambiario. La situación inversa se encuentra en 2000: con utilizar datos semanales el mercado cambiario sigue al bursátil, mientras que con datos diarios hay una relación de independencia variables (véanse cuadros 2 y 5).

Cuadro 5
Resultados de las pruebas de causalidad
(datos semanales)

<i>Periodo</i>	<i>Cointegradas</i>		<i>Causalidad Simple*</i>		<i>VAR con C.E.**</i>	
	<i>Sí</i>	<i>No</i>	<i>LTCS-LIPC</i>	<i>LIPC-LTCS</i>	<i>LTCS-LIPC</i>	<i>LIPC-LTCS</i>
1996		X	0.19874	0.03012		
1997		X	0.27421	0.28849		
1998	X				No	No
1999		X	0.20151	0.15398		
2000	X				Sí	
2001		X	0.36006	0.75865		
2002		X	0.04532	0.41094		
2003		X	0.50905	0.55876		
2004		X	0.42273	0.05287		
2005-2006		X	0.68592	0.736		

*Hipótesis nula: la primera variable no causa en el sentido de Granger a la segunda.

**Hipótesis nula: la primera variable es causada por la segunda.

Quando se realizan las pruebas de cointegración a lo largo de toda la muestra y en los subperiodos 1996-2000 y 2001-2006, LTCS y LIPC no presentan equilibrio estacionario a largo plazo (véase Cuadro 6), de la misma manera que al utilizar datos diarios. Sin embargo, en las pruebas de causalidad simple con datos semanales se observa que no se presenta ninguna relación de causalidad entre ambas variables, es decir se mueven en forma independiente mientras que al utilizar datos diarios se encontró causalidad en ambas direcciones (véanse cuadros 3 y 6).

Cuadro 6
Resultados de las pruebas de causalidad
(datos semanales)

<i>Periodo</i>	<i>Cointegradas</i>		<i>Causalidad Simple*</i>		<i>VAR con C.E.**</i>	
	<i>Sí</i>	<i>No</i>	<i>LTCS-LIPC</i>	<i>LIPC-LTCS</i>	<i>LTCS-LIPC</i>	<i>LIPC-LTCS</i>
1996-2006		X	0.09953	0.37330		
1996-2000		X	0.12787	0.58779		
2001-2006		X	0.26444	0.78381		

*Hipótesis nula: la primera variable no causa en el sentido de Granger a la segunda.

**Hipótesis nula a probar es: la primera variable es causada por la segunda.

3.3 Resultados de la relación de causalidad entre el TCS y el IPC con datos mensuales

Las pruebas de cointegración con datos mensuales arrojan que LTCS y LIPC no presentan una tendencia común estacionaria a lo largo de toda la muestra, ni para los subperiodos 1996-2000 y 2001-2006 (véase Cuadro 7). Los resultados de las pruebas de causalidad simple indican que no se rechaza la hipótesis nula de no causalidad en el sentido de Granger en ambas direcciones, a excepción de lo que sucede en 2001-2006 donde se rechaza la hipótesis nula de que el mercado bursátil no causa al cambiario. El argumento anterior implica que los mercados son independientes y que el TCS sigue al IPC de 2001 a 2006.

Cuadro 7
Resultados de las pruebas de causalidad
(datos semanales)

<i>Periodo</i>	<i>Cointegradas</i>		<i>Causalidad Simple*</i>		<i>VAR con C.E.**</i>	
	<i>Sí</i>	<i>No</i>	<i>LTCS-LIPC</i>	<i>LIPC-LTCS</i>	<i>LTCS-LIPC</i>	<i>LIPC-LTCS</i>
1996-2006		X	0.21172	0.28956		
1996-2000		X	0.21610	0.19286		
2001-2006		X	0.12750	0.04021		

*Hipótesis nula: la primera variable no causa en el sentido de Granger a la segunda.

**Hipótesis nula: la primera variable es causada por la segunda.

Conclusiones

Según la teoría microeconómica el mercado bursátil sigue al cambiario porque apreciaciones o devaluaciones de la moneda nacional provocarán alteraciones en las utilidades de las empresas y en el precio de las acciones. Por el contrario, para la teoría macroeconómica el mercado cambiario sigue al bursátil porque la salida o entrada de IEC provoca alteraciones en el valor de la divisa ante los excesos de demanda y oferta que prevalecen en este mercado.

Dada la experiencia mexicana referente al sentido de la relación entre los mercados cambiario y bursátil, según el tiempo transcurrido entre el movimiento de un mercado y la variación en el otro, se desprende lo siguiente:

- a) La relación entre estos dos mercados fue más evidente en el último año de cada sexenio: del mercado cambiario al bursátil en 1982 y del bursátil al cambiario en 1987 y 1994.

- b) En 1995 inició un periodo de alta inestabilidad en ambos mercados: mientras que el TCS se devaluaba constantemente el IPC obtenía unos días ganancias y otros pérdidas, por tanto el sentido de la relación entre ellos no se percibe con claridad.
- c) Para los dos años siguientes, los mercados se estabilizaron y en este contexto de tranquilidad el sentido de la relación entre ellos no se hizo evidente.
- d) Durante 1998 el sentido de la relación entre estos dos mercados parece nuevamente visible: una fuerte salida de los capitales extranjeros de nuestro país, como consecuencia del anuncio de una caída de las bolsas de Japón, Rusia y Brasil por los problemas económicos y financieros de sus economías, provoca que nuestra moneda se deprecie.
- e) A diferencia de lo que sucedía en nuestro país el último año de de cada sexenio desde la década de los setenta, por primera vez no se tuvo una devaluación del peso con el cambio de gobierno de Zedillo a Fox. No obstante, durante 2000 se registró una fuerte salida de capitales de la Bolsa Mexicana de Valores al exterior rellejada en una pérdida global del IPC durante el año sin incidir en el TCS, por lo que la relación entre los mercados pareciera no registrarse durante este periodo.
- f) El 11 de septiembre de 2001 ambos mercados reaccionaron en forma simultánea ante los atentados terroristas en Nueva York. La rapidez de las operaciones financieras a nivel mundial afectaban en los movimientos del mercado bursátil y cambiario en cuestión de segundos y se retroalimentaban constantemente.
- g) Durante 2003-2006 se presenta una característica distintiva entre los factores que provocaron las variaciones de los mercados, la cual a su vez fue la causa de que no se presentaran las relaciones teórica y empírica de los años precedentes. Los vaivenes del mercado bursátil estuvieron ligados al comportamiento de los mercados financieros internacionales, principalmente a los de EUA; y por su parte, los movimientos del mercado cambiario respondieron a la mayor oferta de dólares derivada del incremento en el precio del petróleo y del aumento en el monto de remesas. Durante marzo y abril de 2006, a pesar de que el mercado bursátil siguió su carrera ascendente producto principalmente de los buenos resultados en las utilidades de las empresas que incrementaron sus ventas por exportaciones, el TCS se depreció constantemente como consecuencia de los incrementos en las tasas de interés internacionales y de la proximidad de las elecciones presidenciales.

Por otra parte, según los resultados de las pruebas de causalidad simple y al utilizar la metodología VAR con el mecanismo de corrección del error para obte-

ner el sentido de la relación de causalidad econométrica entre el IPC y el TCS durante 1996-2006, se encontró lo siguiente:

- a) En los periodos en que se subdividió la muestra, tanto con datos diarios como con semanales y mensuales, el TCS y el IPC resultaron estar cointegrados.
- b) En cuanto al sentido de la relación de causalidad econométrica resulta que, generalmente el mercado cambiario sigue al bursátil.
- c) Cuando se divide la muestra con base en el análisis empírico, las pruebas de causalidad muestran las relaciones existentes entre los mercados cuando *a priori* no se perciben con claridad y ratifican el sentido de la relación en otros periodos. Para 1996-1997 la prueba de causalidad muestra un efecto retroalimentación en ambos mercados. En 1998 los resultados confirman que el mercado cambiario sigue al bursátil. Finalmente, para 2001-2002 nuevamente la prueba de causalidad muestra un efecto retroalimentación entre los mercados.
- d) Al subdividir la muestra en forma anual, con datos diarios y semanales las pruebas de causalidad muestran que para 2004, 2005-febrero de 2006 el TCS y el IPC se comportaron independientemente, y que en marzo y abril de 2006 el IPC sigue al TCS; estos resultados concuerdan con la evolución del comportamiento de ambos mercados durante este periodo.

Referencias bibliográficas

- Arellano, Rogelio (1993). "Relación de Largo Plazo del Mercado Bursátil Mexicano con el Estadounidense", *El Trimestre Económico*, vol. LX, núm. 237, enero-marzo, pp. 91-112.
- Arellano, Rogelio y Gonzalo Castañeda (1993). "El mercado accionario mexicano y sus implicaciones en la cuenta corriente", *Economía Mexicana*, CIDE, vol. III, núm. 2.
- Baumol, W., J. Panzar y R. Willig (1982). *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*, Harcourt Brace Javanovich.
- Diebold, Francis (1999). *Elementos de Pronósticos*, México: Thomson, pp. 1-330.
- Gujarati, Damodar (2000). *Econometría*, Bogotá: McGraw-Hill, pp. 1-850.
- Granger, C. W. J., B. Huang y C. W. Yang (2000). "A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from the Recent Asia Flu", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, núm. 40, pp. 337-354.
- Granger, C. W. J., (1988). "Some recent developments in a concept of causality", *Journal of Econometrics*, núm. 39, pp. 199-211.

- (1987). “Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing”, *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, marzo, pp. 251-276.
- (1969). “Investigation causal relation by econometric models and cross-spectral methods”, *Econometrica*, vol. 37, núm. 3, julio, pp. 425-438.
- Ibarrarán, V. Pablo y Alfredo Troncoso (1998). “Causalidad entre el índice bursátil y el tipo de cambio en México”, *Gaceta de Economía*, año 4, núm. 7, otoño, pp. 195-212.
- Krugman, Paul y Maurice Obstfeld (2000). *Economía Internacional. Teoría y Política*, Madrid: Addison Wesley, pp.1-771.
- Naranjo, Alejandra (1997). “Relación de largo plazo del indicador bursátil mexicano con los de Estados Unidos, Japón, Reino Unido y Singapur: Un análisis bivariado de cointegración y mecanismos de corrección del error”, *Ejecutivos de Finanzas*, marzo, pp. 69-80.