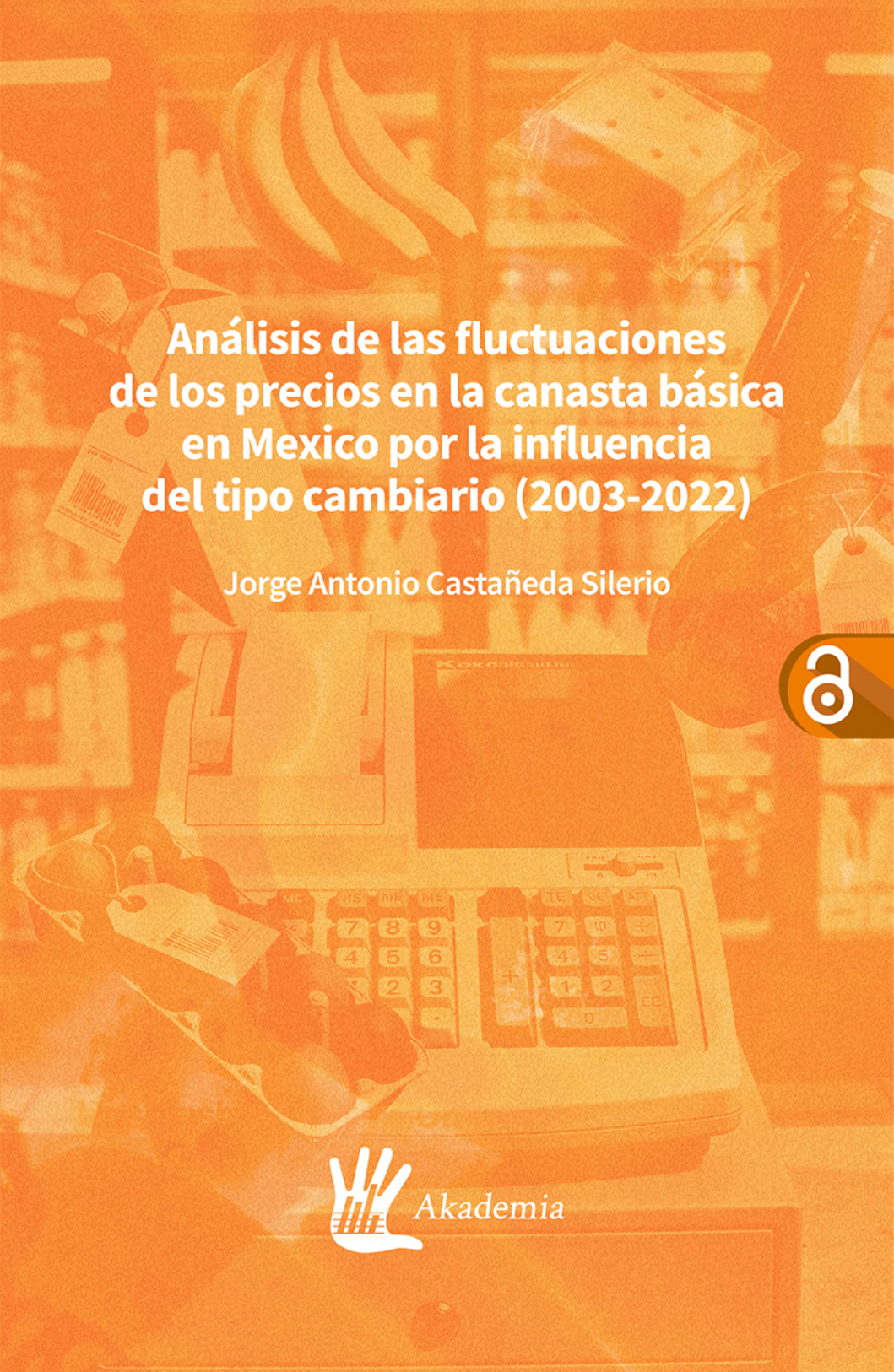
Análisis de las fluctuaciones de los precios en la canasta básica en Mexico por la influencia del tipo cambiario (2003-2022)

Jorge Antonio Castañeda Silerio



Akademia

México es uno de los principales productores y exportadores de diversos bienes; sin embargo, también depende de la importación de insumos utilizados en la producción de alimentos y otros productos de consumo básico.

En este contexto, *Análisis de las fluctuaciones de los precios en la canasta básica en México por la influencia del tipo de cambio (2003–2022)* tiene como objetivo analizar la evolución de los precios de la canasta básica en México y su relación con las variaciones del tipo de cambio del peso mexicano frente al dólar estadounidense. Asimismo, examina cómo la depreciación del peso puede incrementar el costo de los productos esenciales para la población, considerando los múltiples factores que han influido en esta dinámica durante el periodo de estudio.

Análisis de las fluctuaciones de los precios en la canasta básica en México por la influencia del tipo cambiario (2003-2022)



Colección Akademia
Economía y Administración

Análisis de las fluctuaciones de los precios en la canasta básica en México por la influencia del tipo cambiario (2003-2022)

Jorge Antonio Castañeda Silerio

UNIVERSIDAD DE GUANAJUATO

Ediciones Universitarias



Análisis de las fluctuaciones de los precios en la canasta básica en México por la influencia del tipo cambiario (2003-2022)

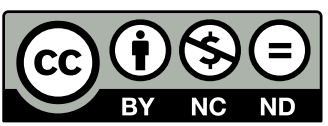
Primera edición digital, 2026

D. R. © Universidad de Guanajuato
Lascuráin de Retana núm. 5, Centro
Guanajuato, Gto., México
C. P. 36000

Producción:
Programa Editorial Universitario
Mesón de San Antonio
Alonso núm. 12, Centro
C. P. 36000
editorial@ugto.mx

Formación y diseño de portada:
Ximena Contreras Sánchez
Corrección:
Diana Laura Portillo Alvarez

Se permite descargar la obra y compartirla siempre y cuando se dé crédito de manera adecuada. No se permite remezclar, transformar o crear a partir del material, ni usarlo para fines comerciales.



ISBN:
978-607-580-263-3

Hecho en México
Made in Mexico

Índice

Agradecimientos 9

Listado de gráficas 10

Introducción 13
¿Cuál es la intuición que nos guía? 16
¿Qué retos estadísticos hay para medir este fenómeno? 18

Revisión de literatura 25

Marco conceptual 39
¿Fenómeno macroeconómico o microeconómico? . . 42

Hechos estilizados 49

Modelaje del impacto en los precios de los alimentos 59
Modelo para la media: VAR-X 60
Funciones impulso-respuesta 63
Modelo de volatilidad: GARCH 71
Modelos GARCH multivariado 76
GARCH CCC (correlación condicional constante) . . . 77
GARCH DCC (correlación condicional dinámica) 78
Estimación puntual 80
Modelos VARMA 96

Conclusiones 97

Fuentes de consulta 100

Apéndice 105
Gráficos 105
Identificación en modelos VARMA 108
Función de verosimilitud de un modelo VARMA . . . 108

Agradecimientos

Deseo expresar mi profundo agradecimiento a todas las personas que contribuyeron a la realización de este trabajo, el cual se fundamenta en mi investigación previa titulada "El traspaso de la volatilidad del tipo de cambio a los precios del consumidor en México (2003-2021)", presentada en 2023 como requisito para la obtención del grado de maestría. Una versión preliminar de este análisis fue compartida en el Congreso Internacional de Ciencias Sociales Paso del Norte 2021. Agradezco a la audiencia de dicho evento por sus valiosos comentarios, los cuales enriquecieron el enfoque metodológico y teórico aquí desarrollado. De manera especial, reconozco al Dr. Juan Medina, codirector de mi tesis, por su rigor académico y orientación en el análisis econométrico; a la Dra. Cely Ronquillo, directora de la investigación, por su visión crítica y apoyo constante durante cada etapa del proyecto; y al Dr. Raúl Ponce, coordinador de la maestría, por su compromiso institucional y estímulo intelectual. Extiendo también mi gratitud al Dr. David Vázquez, y a los profesores y colegas que, con sus observaciones y diálogos, aportaron perspectivas clave para consolidar este trabajo. Finalmente, aspiro a que esta publicación honre el esfuerzo colectivo que la hizo posible y contribuya al debate académico en el campo de la economía aplicada.

Listado de gráficas

Gráfica 1. Canales de transmisión 41
Gráfica 2. Tipo de cambio. 50
Gráfica 3. Índice de Precios de Importación (IPI) 50
Gráfica 4. Índice de Precios de Importación (variación porcentual) 51
Gráfica 5. Índice de Precios al Productor (IPP) 51
Gráfica 6. Índice de Precios al Productor (variación porcentual) 52
Gráfica 7. Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) 52
Gráfica 8. Índice Nacional de Precios al Consumidor subyacente 53
Gráfica 9. Índice Nacional de Precios al Consumidor no subyacente 54
Gráfica 10. Inflación mensual 54
Gráfica 11. Inflación subyacente 55
Gráfica 12. Inflación no subyacente 56
Gráfica 13. Efecto de traspaso del tipo de cambio al Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) 64
Gráfica 14. Efecto de traspaso del tipo de cambio al Índice Nacional de Precios al Productor (INPP) 65
Gráfica 15. Efecto de traspaso del tipo de cambio al Índice Nacional de Precios al Importador (INPI) 67
Gráfica 16. Efecto de traspaso del tipo de cambio al Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE) . . . 68
Gráfica 17. Efecto de traspaso del tipo de cambio a la Tasa de Interés de los CETES a 28 días 70
Gráfica 18. Tipo de cambio primeras diferencias logarítmicas 81
Gráfica 19. Primeras diferencias logarítmicas del Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC). . . . 81
Gráfica 20. Primeras diferencias logarítmicas del Índice Nacional de Precios al Productor (INPP) 82

Gráfica 21. Primeras diferencias logarítmicas del Índice de Precios de Importación (IPI) 82
Gráfica 22. Función de autocorrelación del tipo de cambio 84
Gráfica 23. Función de autocorrelación parcial del tipo de cambio 85
Gráfica 24. Residuos del Modelo AR (2) del tipo de cambio 85
Gráfica 25. Residuos al cuadrado del Modelo AR (2) del tipo de cambio 86
Gráfica 26. Función de autocorrelación de los residuos al cuadrado del tipo de cambio 87
Gráfica 27. Función de autocorrelación parcial de los residuos al cuadrado del tipo de cambio 87
Gráfica 28. Correlación dinámica entre el tipo de cambio y la inflación 89
Gráfica 29. Correlación dinámica entre el tipo de cambio y el Índice de Precios al Productor (IPP) 92
Gráfica 30. Correlación dinámica entre el tipo de cambio y el Índice de Precios de Importación (IPI) 93
Gráfica 31. Correlación dinámica entre el tipo de cambio, el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), Índice de Precios al Productor (IPP) e Índice de Precios de Importación (IPI) 95
Gráfica 32. Tasa de Interés de CETES a 28 días 105
Gráfica 33. Indicador Global de Actividad Económica (IGAE) 105
Gráfica 34. Índice de Precios al Consumidor de Estados Unidos 106
Gráfica 35. Índice de Producción Industrial de Estados Unidos 106
Gráfica 36. Tasa de Interés de la Reserva Federal 107
Gráfica 37. Índice global de materias primas calculado por el Fondo Monetario Internacional (FMI) 107

Listado de tablas

Tabla 1. Matriz de correlaciones 57
Tabla 2. Estimación del Modelo VAR-X para el tipo de cambio 62
Tabla 3. Elasticidades del traspaso del tipo de cambio sobre el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) 64
Tabla 4. Elasticidades del traspaso del tipo de cambio sobre el Índice Nacional de Precios al Productor (INPP) . . 66
Tabla 5. Elasticidades del traspaso del tipo de cambio sobre el Índice Nacional de Precios de Importación (INPI) 67
Tabla 6. Elasticidades del traspaso del tipo de cambio sobre el Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE) 68
Tabla 7. Elasticidades del traspaso del tipo de cambio sobre la Tasa de Interés de los CETES a 28 días 70
Tabla 8. Pruebas de raíz unitaria para el tipo de cambio. . 83
Tabla 9. DCC-GARCH fit 88
Tabla 10. DCC-GARCH fit (2) 90
Tabla 11. DCC-GARCH fit (3) 92
Tabla 12. MGARCH fit 94

Introducción

Es de nuestro interés investigar la evolución de los precios de la canasta básica en años recientes. Se intuye que existen factores que influenciaron esta dinámica, como lo pudiera ser la apertura comercial negociada en el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) entre México, Estados Unidos y Canadá, que entró en vigor en 1994, y que ha sido objeto de intenso escrutinio y debate en cuanto a sus impactos en la economía mexicana, especialmente en el sector agrícola. Si bien el TLCAN ha brindado oportunidades para la integración económica y el crecimiento en ciertos sectores, también ha generado desafíos significativos para la agricultura mexicana, comprometiendo la seguridad alimentaria de la nación. Nos concentraremos en el periodo de 2003 a 2022, por contar con los elementos para hacer un análisis estadístico riguroso de estos datos disponibles.

Es necesario incluir una reflexión acerca de elementos de origen agrícola, ya que estos se encuentran presentes en la canasta básica, y se pudiera pensar que una de las principales desventajas para el sector agrícola mexicano ha sido la competencia desigual con los productos agrícolas altamente subsidiados de Estados Unidos en los últimos años, lo que ha abonado a la variación en los precios de manera exógena. La agricultura estadounidense, con acceso a tecnologías avanzadas, infraestructura moderna y subsidios gubernamentales significativos, ha inundado el mercado mexicano con productos como el maíz, el trigo y la soja a precios artificialmente bajos. Esto ha dificultado que los agricultores mexicanos compitan en igualdad de condiciones y ha llevado a la pérdida de ingresos y empleos en el sector agrícola nacional.

Otra desventaja para la agricultura mexicana en los últimos años, tiempo después de la apertura comercial, ha sido la erosión de la soberanía alimentaria del país. La dependencia cada vez mayor de las importaciones de alimentos básicos ha puesto a México en una posición vulnerable frente a los cambios en los precios internacionales y las políticas comerciales de otros países. Además, la apertura del mercado mexicano a las importaciones agrícolas ha llevado a la pérdida de diversidad en la producción nacional y a la disminución de la autonomía en la toma de decisiones sobre políticas agrícolas (Cabrera, 2015).

Asimismo, ha habido efectos negativos en las condiciones laborales y sociales en el campo mexicano por una multiplicidad de factores que pudieran ser no solo los relativos a la apertura comercial, sino también aquellos que provienen de la falta de inversión en infraestructura, así como otros problemas institucionales de enfoque en la productividad. La competencia con los productos agrícolas importados ha llevado a la reducción de salarios y a la precarización del empleo en el sector agrícola, lo que ha exacerbado la pobreza y la migración rural-urbana en el país. Además, la falta de regulaciones laborales efectivas ha perpetuado la explotación de los trabajadores agrícolas, muchos de los cuales enfrentan condiciones de trabajo inseguras y salarios injustos.

Si bien la apertura económica ha traído beneficios en términos de integración económica y crecimiento en ciertos sectores, ha tenido importantes desventajas para el sector agrícola mexicano, y pensamos que esto ha impactado no solo en los precios de la canasta básica al alza, sino también en la mayor volatilidad de los precios, los cuales están a merced de las múltiples variaciones en los mercados internacionales. La competencia desigual con los productos agrícolas estadounidenses, la erosión de la soberanía alimentaria y los efectos negativos en las condiciones laborales y sociales en el campo son solo algunas de las áreas donde la apertura comercial ha dejado un impacto significativo y preocupante en la

agricultura mexicana. Estas desventajas subrayan la necesidad de políticas comerciales más equitativas y orientadas al desarrollo, que protejan los intereses de los agricultores y promuevan la seguridad alimentaria, así como el bienestar rural en México.

Nos interesa conocer las variaciones en los precios de la canasta básica y los factores que pudieran estar impactando su variabilidad. Tenemos que, como ya mencionamos, la implementación del TLCAN es un factor determinante, pero también coincide con el cambio de régimen cambiario que experimentó el peso mexicano en 1995, que pasó de ser un tipo de cambio fijo a un régimen de tipo de cambio flexible determinado por las fuerzas del mercado. Ambas medidas formaron parte de las políticas económicas implementadas en el periodo priista de los expresidentes Carlos Salinas de Gortari y Ernesto Zedillo. El tipo de cambio mostró una tendencia de depreciación que, hasta la fecha, no se ha logrado revertir. Esta tendencia trae consigo ventajas, como tener una economía abierta e integrada; y desventajas, como tener un tipo de cambio con procesos de alta inflación. Todo esto influye en la conformación de los precios internos, específicamente de alimentos, que dependen del balance del comercio con el exterior (Alba Vega, 2003).

Es así como la estabilidad del tipo de cambio, que influye de manera decisiva en los precios de la canasta básica, puede afectar el grado de apertura económica de un país, es decir, el nivel de integración con el comercio internacional y la inversión extranjera. Una forma de justificar que el tipo de cambio sea una medida de apertura económica es analizar cómo influye en la competitividad de los productos nacionales y extranjeros. En general, se puede decir que una depreciación del tipo de cambio (aumento del precio de la moneda extranjera) favorece la apertura económica, ya que abarata los productos nacionales en el mercado internacional y encarece los productos extranjeros en el mercado nacional. Esto estimula las exportaciones y desincentiva las importaciones, mejorando la

balanza comercial y generando divisas. Además, la depreciación del tipo de cambio puede atraer la inversión extranjera directa, pues reduce el costo de adquirir activos o establecer negocios en el país, pero definitivamente estas fluctuaciones afectan los precios de la canasta básica.

Por el contrario, y añadiendo a la volatilidad de precios, una apreciación del tipo de cambio (disminución del precio de la moneda extranjera) puede obstaculizar la apertura económica, ya que encarece los productos nacionales en el mercado internacional y abarata los productos extranjeros en el mercado nacional. Esto desestimula las exportaciones e incentiva las importaciones, deteriorando la balanza comercial y reduciendo las reservas internacionales. Además, la apreciación del tipo de cambio puede desalentar la inversión extranjera directa, puesto que aumenta el costo de adquirir activos o establecer negocios en el país (Hernández Laos, 2000).

Sin embargo, hay que tener en cuenta que el tipo de cambio no es el único factor que determina la apertura económica de un país. También influyen otros aspectos, como las políticas comerciales, los aranceles, las cuotas, las barreras no arancelarias, los acuerdos comerciales, la infraestructura, la calidad de los productos, la innovación, la productividad, entre otros (Alba Vega, 2003); y es nuestro objetivo tratar de evaluar los cambios en los precios de la canasta básica provenientes de todos estos factores.

¿Cuál es la intuición que nos guía?

En este trabajo analizaremos el impacto que han tenido la implementación de las políticas y los factores externos económicos de apertura implementados desde la década de los 90, con efectos en el año 2003 y posteriores en la conformación de los precios de los alimentos en México, específicamente de la canasta básica. Emplearemos el tipo de cambio como variable *proxy* para evaluar el éxito de la apertura económica en beneficio de la soberanía alimentaria nacional.

De esta manera, realizaremos un análisis empírico con un modelo VAR-X y un modelo autorregresivo generalizado con heteroscedasticidad condicional dinámica bivariado (GARCH-DCC) para el periodo anteriormente descrito. Esta forma de proceder nos permitirá ilustrar que, si bien los modelos VAR encuentran poca evidencia de la apertura económica mediante el tipo de cambio hacia el nivel de precios, ello es porque no modelan el comportamiento dinámico del componente estocástico en dos aspectos importantes: primero, los modelos VAR asumen que solo choques contemporáneos poseen un impacto directo dentro del modelo estructural de las series; y segundo, estos modelos ignoran la posibilidad de que la volatilidad de las series está correlacionada en el tiempo, aspecto que se modela en los modelos GARCH.

Asimismo, se analizará la estructura de precios en México, tomando como base el Índice de Precios de Importación (IPI), Índice de Precios al Productor (IPP) e Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) de la canasta básica, con la finalidad de analizar y cuantificar la magnitud del impacto del tipo de cambio, visto como una medida de apertura económica, sobre los precios de la canasta básica. Los resultados de la presente investigación podrán servir como referencia para el banco central en la determinación de variables que expliquen la inflación en los precios de los alimentos, así como del éxito de la implementación de las políticas antes mencionadas.

De resultar un impacto significativo del tipo de cambio a los precios, el gobierno tendría que darle la ponderación necesaria a las políticas monetarias que afectan al tipo de cambio y a la política externa en materia de comercio internacional, en el entendido de que el tipo de cambio sería un canal de trasmisión para la creación de presiones inflacionarias en los alimentos. Todo esto con la finalidad de mantener el acceso de la población a una canasta básica a precios justos, y que se garantice el acceso a una alimentación adecuada y nutritiva para la población, especialmente al sector más vulnerable, para que se puedan prevenir problemas de salud, disminuir la

inseguridad alimentaria y reducir la pobreza, generando así un mejor bienestar.

¿Qué retos estadísticos hay para medir este fenómeno?

Desde el año 2001, el Banco de México (BdeM) adoptó un esquema de objetivos de inflación, con el cual se pretende anclar a la baja las expectativas de la inflación al público, y que esto conlleve a que la política monetaria del país sea lo más transparente y efectiva posible. Es necesario para el BdeM poder identificar las variables o mecanismos que puedan afectar el cumplimiento de sus metas, incluyendo el mecanismo de transmisión de su política monetaria. En este sentido, el tipo de cambio es de suma relevancia, ya que es uno de los principales componentes de este mecanismo. Los cambios en el tipo de cambio afectan a las principales variables macroeconómicas de un país, así como también a la inversión pública y privada, a la producción y, sobre todo, al nivel de precios. Esta última variable, cuyo control es parte del mandato de nuestro banco central, se caracteriza por ser vulnerable a choques externos, dependiendo del tamaño y grado de apertura comercial de una economía en un momento dado. Es decir, los flujos de capital, así como de bienes y servicios dentro del comercio internacional, pueden ser fuentes de presiones inflacionarias reflejadas a través del tipo de cambio.

En particular, el impacto de movimientos en el tipo de cambio sobre los precios internos se conoce en la literatura como "el coeficiente de traspaso" del tipo de cambio al nivel de precios. Un bajo coeficiente de traspaso indica que las fluctuaciones en el tipo de cambio no tienen un efecto inmediato sobre la inflación. Esto, a su vez, da una mayor libertad al banco central para poder llevar a cabo su política monetaria, pues facilita la implementación de su esquema de metas de inflación. Por el contrario, un alto coeficiente de traspaso

implica que fluctuaciones en el tipo de cambio impactan en gran medida o totalmente a los precios domésticos, dificultando el cumplimiento de las metas de baja inflación. En este caso, la implementación de la política monetaria requerirá coordinarse con la política cambiaria, con la finalidad de reducir el impacto de los choques cambiarios sobre la meta de inflación (Miller, 2002).

En economías como la de México, que por lo general son "precio aceptantes" en el mercado internacional, el tipo de cambio cobra una gran relevancia como uno de los mecanismos de transmisión más importantes de la política monetaria (Capistrán, Ibarra & Ramos Francia, 2012). Particularmente, las fluctuaciones en el tipo de cambio tienden a afectar los precios internos de bienes y servicios mediante diversos canales. El traspaso de las divisas es un punto importante de análisis que se debe tomar en consideración para el diseño de una política monetaria. Un nivel alto de traspaso puede generar una espiral de depreciación-inflación que puede afectar la meta de inflación (Obstfeld, 1982).

En el caso de México, varios autores han intentado analizar y cuantificar el traspaso del tipo de cambio a los precios. Por ejemplo, Capistrán, Ibarra y Ramos Francia (2012) estiman un modelo de vectores autorregresivos con variables exógenas (VAR-X), donde se analiza el traspaso a distintos índices de precios a lo largo de la cadena de distribución. Este análisis incluye los Índices de Precios de Importación (IPI) e Índices de Precios al Productor (IPP) (ambos los subdividen en mercancías y servicios); además, utilizan los componentes principales del Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC). La estimación se realiza tratando por separado los bienes comerciables de los no comerciables, considerando como variables endógenas al Índice Global de Actividad Económica (IGAE), los Certificados de la Tesorería de la Federación (CETES) a 91 días, el tipo de cambio y el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), y se observa que hay factores bien definidos en el efecto del traspaso.

En detalle, en esta investigación de Capistrán, Ibarra y Ramos Francia (2012), los resultados muestran que el efecto del traspaso es casi completo a importaciones, el efecto es intermedio a precios de productor y muy bajo a los precios del consumidor; además, en los precios al consumidor el efecto es mayor sobre los bienes comerciables en detrimento de los no comerciables. Habiéndose analizado el vector de variables exógenas, que está compuesto por el Índice de Producción Industrial de Estados Unidos (IPI.US), la tasa de bonos del Tesoro a 3 meses (FFR), el Índice de Precios al Consumidor (INF.US) así como un Índice de Materias Primas Internacionales calculado por el FMI (GPCI); y habiéndose analizado tres muestras: la primera que comprende el periodo desde 1997 a 2010, la segunda de 1997 a 2001 y la tercera de 2001 a 2010. La justificación de estas particiones en el tiempo se debe a que el proceso inflacionario pasó de ser estocástico a ser estacionario, debido a la implementación de objetivos de inflación efectuada oficialmente en 2001.

Por otro lado, Cortés Espada (2013) encuentra que el traspaso es incompleto, es decir, bajo y estadísticamente no significativo, al haber realizado un modelo VAR-X donde desagrega el INPC en sus 16 principales grupos. No analiza la repercusión del traspaso a lo largo de la cadena de distribución. El vector de variables endógenas en su modelo VAR está compuesto por el IGAE, la tasa de rendimiento de los CETES a 28 días, el tipo de cambio y el INPC. Su vector de variables exógenas lo compone el IPI.US, la FFR a 1 mes, el INF.US y el GPCI para este análisis.

Por su parte, Guillermo y Rodríguez (2014) encuentran resultados similares a los autores anteriores: el traspaso parece ser bajo y estadísticamente no significativo hacia los precios del consumidor. Ellos analizaron el traspaso a lo largo de la cadena de distribución, incluyendo los índices generales de precios de importación y de producción para su estudio, y también empleando un modelo VAR-X donde su vector de variables endógenas está compuesto por el IGAE, la tasa

de interés nominal, el tipo de cambio, el IPI, IPP e INPC. Su vector de variables exógenas únicamente estuvo compuesto por un Índice de Precios del Petróleo. Su periodo de análisis abarcó desde el 2001 hasta el 2013.

En el periodo de nuestro análisis (2003-2021), el tipo de cambio en México ha flotado libremente sin intervención del banco central. Los estudios que han analizado el traspaso del tipo de cambio a precios en México coinciden en que el traspaso a los precios al consumidor es débil, y esto puede deberse a la metodología que han seguido, ya que sus modelos no analizan el traspaso a través de la volatilidad del tipo de cambio e inflación. Este análisis busca encontrar evidencia más fuerte tomando en cuenta la volatilidad de las series, así como el impacto directo de los choques en el modelo estructural.

De esta manera, realizamos un análisis empírico con un modelo VAR-X, un modelo autorregresivo generalizado con heteroscedasticidad condicional dinámica bivariado (GARCH-DCC), y un modelo de vectores autorregresivos y de media móvil (VARMA) para el periodo anteriormente descrito.

Esta forma de proceder nos permitirá ilustrar que, si bien los modelos VAR encuentran poca evidencia del mecanismo de traspaso del tipo de cambio hacia el nivel de precios, ello es porque no modelan el comportamiento dinámico del componente estocástico en dos aspectos importantes. En primer lugar, los modelos VAR asumen que solo choques contemporáneos poseen un impacto directo dentro del modelo estructural de las series; en segundo, estos modelos ignoran la posibilidad de que las volatilidades de las series estén correlacionadas en el tiempo.

La contribución de este documento (tesis) al mecanismo de traspaso va en dos sentidos. El primero es evidenciar la existencia de un mecanismo que describe el comportamiento dinámico de la correlación de la volatilidad entre el tipo de cambio y el nivel de precios; la importancia de modelar este mecanismo que los modelos VAR ignoran radica en la necesidad de reconocer que el proceso del traspaso es más complejo

que lo que estos modelos sugieren y, por lo tanto, las inferencias con estos modelos son cuestionables e incompletas. El segundo es analizar la complejidad no lineal del proceso de traspaso y, de nuevo, evidenciar la necesidad de modelos más sofisticados que los VAR, para poder identificar claramente los factores que contribuyen a los cambios en los precios de la canasta básica.

Una vez que encontramos evidencia de dicha relación de volatilidad en el mecanismo de traspaso, la estructura dinámica más intuitiva a estimar es aquella descrita bajo un modelo VARMA. Esto es así, pues este modelo explícitamente incluye por lo menos un componente rezagado del componente estocástico, lo que nos permite iniciar la exploración de un mecanismo estructural distinto al del modelo VAR que considera el impacto directo de los rezagos de los choques en el modelo estructural.

Desafortunadamente, y dada la naturaleza no lineal del método de estimación para este modelo, no se obtuvo convergencia en los primeros análisis; esto significa que no se encontraron valores únicos que maximizaran la función de verosimilitud. Sin embargo, y de nuevo, esto sugiere que el mecanismo de traspaso es altamente no lineal y, por ende, se deben de considerar modelos más sofisticados y con mayores herramientas que nos permitan modelar este fenómeno. Adicionalmente, consideramos que esta imposibilidad de estimar un VARMA es otra contribución de este análisis al sugerir que los modelos estándar de series de tiempo multivariados pudieran no ser suficientemente potentes para hacer inferencias confiables sobre el mecanismo de traspaso. Esto no es trivial, pues pudiera tener implicaciones para los supuestos paramétricos de estos modelos.

Se analizará la estructura de precios en México tomando como base el IPI, IPP e INPC con la finalidad de analizar y cuantificar la magnitud del traspaso de la volatilidad del tipo de cambio a los precios del consumidor. Los resultados de la presente investigación podrán servir como referencia al

banco central en la determinación de variables que expliquen la inflación, ya que de resultar un traspaso significativo del tipo de cambio a los precios, el banco central tendría que darle la ponderación necesaria a las políticas monetarias que afectan al tipo de cambio, en el entendido de que el tipo de cambio sería un canal de trasmisión para la creación de presiones inflacionarias; todo esto con la finalidad de mantener la meta de objetivos de inflación fijada por el banco central.

En el primer capítulo se presenta una revisión de la literatura sobre el traspaso, ya que existen dos posturas sobre este fenómeno: por un lado, tenemos autores que afirman una desconexión entre el tipo de cambio y las variables macro de una economía y, por otro, están los autores que afirman lo contrario, esto es que sí existe una relación entre el tipo de cambio y las variables macroeconómicas. En el segundo capítulo se definen algunos conceptos que son fundamentales para el entendimiento del traspaso del tipo de cambio a los precios; además, se incluye una reflexión sobre la naturaleza de este fenómeno, y si se trata de un fenómeno macroeconómico o microeconómico. En el capítulo tercero se presentan los hechos estilizados de las principales variables que son objeto de estudio en nuestro análisis. En el capítulo cuarto se presenta la metodología que se emplea para el análisis empírico, es decir, se utilizará un modelo VAR-X, como lo sugiere la literatura del traspaso del tipo de cambio sobre los precios; aunado a ello, se presenta el modelo GARCH-DCC, el cual permite modelar la correlación de la volatilidad de las series de tiempo. Cabe destacar que dicha metodología no ha sido empleada para estudiar este fenómeno en México. Por último, se presenta la metodología del modelo VARMA, para finalizar con comentarios concluyentes y direcciones de investigación futuras.

Revisión de literatura

Es posible clasificar la literatura sobre el traspaso en dos grupos: el primero, conformado por aquellos autores para los que no existe relación entre la volatilidad del tipo de cambio y las variables macroeconómicas, y el segundo, por los que afirman lo contrario. Según el primer grupo, la volatilidad del tipo de cambio genera impactos en las variables macroeconómicas, ya que la evidencia empírica muestra un aumento sustancial de la misma durante los regímenes de tipo de cambio flotante, mientras que las variables macroeconómicas no presentan cambios. Por su parte, el segundo grupo establece esa relación enfocándose en diferentes variables, principalmente en los efectos sobre el comercio, en cuanto a los precios, y los análisis se realizan bajo diferentes enfoques (Albuquerque & Portugal, 2005).

Respecto al primer grupo de autores, los que consideran poco importante la volatilidad del tipo de cambio para las variables macroeconómicas, destacan los trabajos de Krugman (1988); Baxter y Stockman (1988); Flood y Rose (1995); Obstfeld y Rogoff (2000); y Rogoff (2001). Por su parte, Krugman (1988) justificó la desconexión de las fluctuaciones del tipo de cambio de las fluctuaciones reales mediante una lógica circular; dado que el tipo de cambio es volátil, se desconecta de los fundamentales y al estar desconectado, el tipo de cambio puede ser más volátil. Esto se debe a la falta de reacción de las empresas ante una mayor volatilidad, por apreciarla como temporal y por el *pricing-to-market*, que les impide manejar sus precios en los países a los que exportan sus productos.

Por otra parte, en esta primera literatura, al estar desconectado, el tipo de cambio puede ser más volátil, porque si las fluctuaciones del tipo de cambio fueran seguidas de inmediato por cambios en la asignación de productos, los cambios

en la cuenta comercial serían tales que conducirán a la devaluación del tipo de cambio. Si esta devaluación se trasladara inmediatamente a los precios, los elevados diferenciales de inflación resultantes devolverán el tipo de cambio a niveles más cercanos a la realidad y, en consecuencia, se reduciría la volatilidad.

En este mismo sentido, Baxter y Stockman (1988) investigaron empíricamente las diferencias en el comportamiento de las series de tiempo de los agregados económicos clave bajo sistemas de tipos de cambio alternativos. Aparte de una mayor variabilidad de los tipos de cambio nominales flexibles que en sistemas de tipos de cambio nominales fijos, encontraron poca evidencia de diferencias sistemáticas en el comportamiento de otros agregados macroeconómicos o flujos comerciales internacionales en sistemas de tipos de cambio alternativos. Ellos utilizaron una muestra de 49 países en un periodo de posguerra (1969-1985) para comparar el comportamiento de la producción, el consumo, los flujos comerciales, el gasto de consumo del gobierno y los tipos de cambio reales en sistemas de tipo de cambio alternativos (fijos, flotantes y sistemas como el sistema monetario europeo). Luego, examinaron la evidencia de dos episodios particulares en Canadá e Irlanda de modificaciones en su sistema cambiario.

Por su parte, Flood y Rose (1995) realizaron un estudio en nueve países industrializados desde 1960-1991, y afirmaron que si las volatilidades de las variables macroeconómicas no cambian con el régimen cambiario es porque no existe un equilibrio claro entre la reducción de la volatilidad cambiaria y la estabilidad macroeconómica. Esto sugiere que es poco probable que los modelos de tipos de cambio basados únicamente en fundamentos macroeconómicos tengan mucho éxito.

También, Obstfeld y Rogoff (2000) plantearon la existencia de seis rompecabezas en la teoría económica; uno de ellos es la desconexión aparente del tipo de cambio de los indicadores fundamentales, atribuido a una combinación

de costos comerciales, monopolio y precios de mercado en el mercado interno. Suponen que los mercados de bienes comerciables están muy segmentados, teniendo efectos sobre el tipo de cambio de tal manera que controlan su variación, aunque los mercados de bienes no comerciables lo empujan hacia arriba. Con precios de mercado a nivel minorista, los consumidores estarán aislados de los efectos del tipo de cambio, hasta que estos hayan sido incorporados por los precios de importación al por mayor, y solo después, pasados a los consumidores en un periodo más largo que el sugerido por la vida media de la paridad del poder de compra. En esta investigación, la rigidez de precios también contribuye a esa desconexión, con precios rígidos y variables macroeconómicas aisladas de los tipos de cambio en el corto plazo; el ajuste del tipo de cambio tiene un efecto mínimo, por lo tanto, tiene que ser alto para permitir la compensación en los mercados financieros. Los efectos reales se retrasarían demasiado para ser capturados por pruebas econométricas.

En este tipo de literatura de "desconexión", Rogoff (2001) señala que los bancos centrales han tenido éxito notable en controlar la inflación en los últimos años, pero el nivel de volatilidad del tipo de cambio entre las tres monedas (dólar, euro y yen) ha disminuido solo levemente. Además de tener una vaga idea de que los cambios en los mercados financieros eran las principales causas de la volatilidad del tipo de cambio, la comprensión de los economistas de las fuentes empíricas de la volatilidad del tipo de cambio a corto plazo es todavía bastante limitada. La vieja idea de la paridad del poder adquisitivo tiene cierta fuerza, pero solo en horizontes muy largos. Por lo tanto, dado que los economistas tienen problemas para explicar la volatilidad del tipo de cambio, también ellos tienen dificultades para explicar exactamente por qué debería tener efectos profundos en el bienestar. El desempeño macroeconómico no es notoriamente diferente entre tipos fijos y tipos flexibles; tampoco es obvio que eliminar la volatilidad del tipo de cambio tendría mucho efecto sobre la volatilidad

del consumo agregado. Por ello, se concluye que la volatilidad del mercado cambiario es claramente una molestia, pero no necesariamente una que valga la pena para ser el foco de la política macroeconómica internacional.

Del segundo grupo de autores se han revisado algunos estudios que se refieren a la existencia de efectos de la volatilidad del tipo de cambio sobre la inflación, entre los cuales se encuentran Dixit (1989); Barone-Adesi y Yeung (1990); Wei y Parsley (1995); Ghosh, Gulde y Ostry (1997); Smith (1999); Calvo y Reinhart (2000); Engel y Rogers (2001); y Bleaney y Fielding (2002).

Así, Dixit (1989) encuentra que el traspaso del tipo de cambio a los precios internos es cercano a 1 en las fases en las que las empresas extranjeras entran o salen, y cercano a 0 en el caso contrario. Él establece que la industria competitiva en Estados Unidos ha creado empresas nacionales y empresas extranjeras con costos de entrada y salida, y el tipo de cambio real sigue un movimiento "browniano". De igual forma, determina el equilibrio de la industria mediante métodos de fijación de precios de opciones; y la entrada requiere que la utilidad operativa exceda el interés sobre el costo de entrada, y de manera similar para la salida.

Por su parte, Barone-Adesi y Yeung (1990) emplean estadísticas descriptivas y análisis de regresión en su trabajo para examinar la relación entre la variabilidad del tipo de cambio y la volatilidad del producto interno bruto en los países desarrollados con datos de 1961-1984. Los resultados indicaron que un sistema de tipo de cambio flexible se asocia con menos dispersión en el crecimiento de la producción en los países industrializados, a pesar de un entorno global más turbulento. Además, de acuerdo con esta investigación, los países que tienen una mayor volatilidad de las tasas de cambio experimentan una menor volatilidad de la producción. La relación no parece ser falsa, pues los resultados son consistentes con la idea de que un aumento en la flexibilidad de precios no desestabiliza la producción.

En este mismo tipo de investigación que justifica una conexión entre tipo de cambio y precios de canasta básica, Wei y Parsley (1995) utilizaron un panel de 12 sectores en 91 países. Estudiaron las desviaciones de la paridad del poder adquisitivo y encontraron evidencia de que las desviaciones están relacionadas positivamente con la volatilidad del tipo de cambio, así como con los costos de transporte, lo cual es consistente con la idea de que los precios rígidos en la moneda local, la transferencia incompleta y un tipo de cambio más estable promueven una convergencia más rápida a la paridad del poder adquisitivo.

También, Ghosh, Gulde, Ostry y Wolf (1997) afirman que la volatilidad de la inflación es al menos tan importante como la inflación promedio. Utilizan un conjunto de datos que cubre 9 tipos de regímenes para 140 países durante un periodo de 30 años para examinar el vínculo entre el régimen, la inflación y el crecimiento económico. Al dividir los países en grupos, los resultados muestran que la volatilidad de la inflación es menor bajo el régimen del tipo de cambio flotante e intermedio para países con baja inflación.

También se establece que los resultados empíricos muestran que, para muchos productos básicos, los tipos de cambio flotantes no causaron un aumento significativo en la variación general del precio real de la moneda nacional, tal como lo dice Smith (1999), quien menciona que una desventaja comúnmente citada de los tipos de cambio flotantes es que un tipo de cambio fluctuante reduce el comercio internacional cuando los propietarios de las empresas son aversos al riesgo. Dichos propietarios están preocupados por la variación del precio real en moneda nacional del producto que exportan o importan. Esta variación de precio depende de la variación del tipo de cambio, pero también de la variación del precio en moneda extranjera de los bienes, la variación del nivel de precios internos y la covariación entre estas tres variables.

Abonando también a la relación entre el tipo de cambio y los precios, Calvo y Reinhart (2000) presentaron evidencia

de que las economías emergentes son muy diferentes de las economías desarrolladas en dimensiones clave, y que juegan un papel importante cuando se trata de la elección del régimen cambiario, por lo que se sugiere que la flotación para las economías emergentes no es una panacea. En las economías emergentes las crisis monetarias son contractivas y los ajustes en la cuenta corriente son mucho más agudos. La credibilidad y el acceso al mercado, tal como se refleja en el comportamiento de las calificaciones crediticias y las tasas de interés, sí se ven afectados negativamente por devaluaciones o depreciaciones. Además, la volatilidad del tipo de cambio es más perjudicial para el comercio, y el traspaso de las fluctuaciones de los tipos de cambio a la inflación es mucho mayor en las economías emergentes. Estas diferencias entre las economías emergentes y desarrolladas pueden explicar la renuencia de las economías emergentes a tolerar grandes movimientos del tipo de cambio. En un marco simple, se ilustra por qué se temen grandes oscilaciones del tipo de cambio cuando se puede perder el acceso al crédito internacional.

Engel y Rogers (2001) analizaron las desviaciones de la paridad del poder adquisitivo a corto plazo en las ciudades europeas, documentando dos tipos muy distintos de efectos fronterizos integrados en los precios relativos. El primero es un efecto de barreras reales, causado por diversas barreras a la integración del mercado; por su parte, el segundo es un efecto rígido de los precios al consumidor con un tipo de cambio volátil. Ambos se muestran empíricamente importantes, especialmente el segundo tipo. Por lo tanto, encuentran que la volatilidad del tipo de cambio explica parte de las desviaciones de esos precios. Por tal motivo, argumentan que los dos efectos son muy diferentes entre sí, pues para el primer tipo de efecto está claro que los efectos de frontera implican pérdidas de bienestar de peso muerto. Sostienen que, si bien el segundo tipo de efecto frontera podría eliminarse con tipos de cambio fijos, el bienestar no necesariamente aumenta.

Bleaney y Fielding (2002), realizando pruebas a una muestra de 80 países en desarrollo, afirman que el país en desarrollo promedio ha tenido una inflación significativamente más alta que el país avanzado promedio desde principios de la década de 1980. Presentan un modelo en el que un país en desarrollo puede reducir las expectativas inflacionarias fijando su tipo de cambio a la moneda de un país avanzado (o a una canasta de esas monedas), a expensas de renunciar a su capacidad para compensar las perturbaciones del tipo de cambio real. El tipo de cambio fijo ofrece distintos grados de credibilidad antiinflacionaria y de exposición a las perturbaciones; todo esto apoyado por las predicciones empíricas de su modelo.

Dada su importancia, varios estudios han analizado el traspaso de la volatilidad al tipo de cambio en México. En su trabajo, Conesa (1998) realizó contribuciones importantes para nuestro país es este tema. Primero, extendió los modelos tradicionales de traspaso al permitir que las empresas domésticas utilizaran insumos importados, lo que creó un canal adicional por medio del cual el tipo de cambio puede afectar el nivel de precios. Segundo, en términos de precios medidos en moneda extranjera, su modelo predice que el traspaso del tipo de cambio es mayor al traspaso de los salarios; esta diferencia resulta menor en las industrias más competitivas y es independiente del uso relativo de insumos importados por parte de las empresas domésticas. Dichas predicciones son robustas para cualquier especificación tecnológica y, bajo ciertas condiciones, para cualquier función de la demanda por el producto final. Tercero, Conesa (1998) comprobó la teoría utilizando información de 47 sectores de la industria manufacturera mexicana, explotando la relación de cointegración (de largo plazo) entre las variables. Después de todo, las estimaciones de corto plazo coincidieron con las predicciones teóricas, mientras que los resultados de largo plazo sugieren que no existen diferencias significativas entre las elasticidades de cambio y salario de precios de equilibrio.

Santaella (2002) centró su análisis en la posibilidad de que el traspaso del tipo de cambio se hubiera modificado con el régimen de flotación que entró en vigor desde 1995. Probó la aplicación empírica de la paridad del poder de compra, y en las estimaciones se distinguió entre distintos índices de precios: consumidor, productor y los distintos subíndices del índice de precios subyacentes al consumidor (mercancías y servicios). El periodo de estimación fue desde 1969 a 2003 para el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), pero para el Índice Nacional de Precios al Productor (INPP) inició en 1981 y para los índices subyacentes desde 1982.

En este mismo sentido, para poder calcular el traspaso inflacionario del tipo de cambio, Santaella (2002) estimó modelos de corrección de errores para describir el ajuste dinámico de los índices de precios. Los resultados mostraron que el traspaso inflacionario del tipo de cambio en el corto y mediano plazo fue mucho menor para el periodo 1996-2003 que para el periodo muestral completo. En cuanto a las diferencias del traspaso del tipo de cambio por índices de precios en el corto y mediano plazo, los precios subyacentes de mercancías y al productor, que son los que cuentan con un mayor componente de bienes comerciables, tienen un traspaso mucho mayor que el resto de los índices, especialmente el índice de precios subyacente de servicios, altamente concentrado en bienes no comerciables. En el largo plazo, dado que todos los índices están prácticamente en el vecindario de la paridad del poder de compra, los traspasos tienden a igualarse entre los distintos índices de precios.

Baqueiro Cárdenas, Díaz de León Carrillo y Torres García (2003) analizaron en su trabajo el traspaso de cambio a los precios en la transición de escenarios de inflación alta a escenarios de inflación baja y estable. Su propósito era probar si los regímenes de inflación baja y estable propician una disminución del traspaso del tipo de cambio a los precios. Así, dicha disminución debilita el fenómeno de "temor a la flotación" experimentado en algunas economías pequeñas y abiertas

que, en años recientes, tuvieron un proceso de reducción de inflación. Lo anterior muestra que la intensidad del traspaso del tipo de cambio disminuye en la medida en que la inflación es menor. Así, se argumenta que, una vez que las variables nominales se estabilizan, el temor a la inflación que cualquier banco central debe tener no implica un temor a la flotación.

Hay estudios que analizan la dinámica del traspaso del tipo de cambio a precios. Por ejemplo, Cortés Espada (2013) cuantificó la magnitud del traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor en México y, adicionalmente, analizó si la dinámica de dicho traspaso se ha modificado en los últimos años. Lo anterior fue realizado mediante un modelo VAR, creando un vector de variables endógenas para modelar la dinámica de la economía mexicana, compuesto por el IGAE, tasa de interés de CETES a 28 días, tipo de cambio a pesos por dólar y el INPC. En esta contribución se usa un vector de variables exógenas para modelar la economía estadounidense que incluye al IPI.US, FFR a un mes, INF.US y un índice de precios de las materias primas. En esa investigación, el supuesto de exogeneidad implica que las variables externas afectan a las variables nacionales, pero no a la inversa, ya que el modelo representa a México como una economía aceptante de precios en escala mundial. Los resultados sugieren que el coeficiente de traspaso del tipo de cambio sobre el nivel general de precios es bajo y estadísticamente no significativo. Por otra parte, se encuentra que la trayectoria del traspaso del tipo de cambio sobre los precios disminuyó durante los años 2000 y la depreciación observada en 2011 no modificó dicha trayectoria.

Por otra parte, en el mismo tema de la dinámica del traspaso del tipo de cambio a los precios, Guillermo Peón y Rodríguez Brindis (2014) analizaron el mecanismo de traspaso después de la implementación formal de la política de objetivos de inflación. Los resultados muestran que, para el periodo de análisis (después de la adopción de la política de objetivos de inflación en México), el traspaso del tipo de

cambio a los precios del consumidor es muy pequeño, rápido y que las variaciones en el tipo de cambio no son relevantes para explicar la variación de la inflación en precios al consumidor. En particular, en este trabajo de investigación se analiza cómo un cambio en la tasa de depreciación del tipo de cambio nominal se transmite a los precios locales a lo largo de la cadena de precios. El análisis se lleva a cabo utilizando un modelo VAR estructural recursivo con una variable exógena (SVAR-X). Las variables endógenas de modelo es el IGAE, tasa de interés nominal, el tipo de cambio pesos-dólar, el IPI, IPP e INPC, y como única variable exógena el precio del petróleo, cuyo objetivo es la estimación de las funciones impulso-respuesta estructurales como herramienta para analizar el grado y la rapidez de los efectos en los precios por los cambios en la depreciación del tipo de cambio. Además, la descomposición de varianzas se lleva a cabo para captar la importancia de que los choques en la depreciación del tipo de cambio tienen en las fluctuaciones de la tasa de inflación.

Para el caso de Brasil, Albuquerque y Portugal (2005) realizaron un análisis en el cual reflexionan sobre una escasez de estudios metodológicamente sólidos que aborden directamente la relación entre el tipo de cambio y la volatilidad de la inflación, y los trabajos existentes sugieren una relación entre estas variables, aunque no existe un consenso claro sobre las características de dicha relación. Encontraron una relación semicóncava entre las variaciones del tipo de cambio y la inflación; asimismo, demostraron que las metodologías tradicionales son sensibles a los criterios elegidos para construir tales series y no revelan ciertas características relevantes de esta relación; por lo tanto, consideraron necesario verificar los efectos de la volatilidad del tipo de cambio.

En dicho trabajo, los autores buscaron establecer tal relación mediante un modelo GARCH bivariado, que trata directamente de los efectos de las volatilidades condicionales, el cual ha sido un aspecto en gran parte inexplorado por la literatura. Para construir el modelo de la media y varianza

condicional, emplearon el índice de precios al consumidor, el tipo de cambio, el índice de precios al productor de EUA como variable de precios externos, y un diferencial de producción que es calculado restando la producción industrial (usada como variable *proxy* del PIB mensual) de la tendencia obtenida por el filtro Hoddrick-Prescott. Sin embargo, mencionaron que sus resultados son cuestionables, debido al periodo muestral empleado, ya que su análisis se centra en el periodo de libre flotación del tipo de cambio en Brasil que entró en vigor en el año 1999, por lo que consideraron esencial utilizar una muestra más grande para que los resultados pudieran tener un peso estadístico mayor.

Para el caso de Nigeria, que al igual que México es considerada una economía pequeña y precio aceptante en el contexto internacional, Bobai, Ubangida y Umar (2013) y Osabuohien y otros (2018) en sus trabajos abordan el análisis de la relación entre el tipo de cambio y los niveles de precios. Por su parte, Bobai, Ubangida y Umar (2013) en su estudio encontraron un choque negativo entre el tipo de cambio y la inflación; y los resultados de Osabuohien y otros (2018) sugieren que el tipo de cambio presenta un traspaso a la inflación en el corto plazo. Además, revelaron que la volatilidad del tipo de cambio tiene un efecto positivo y significativo sobre la inflación a largo plazo; por ello, en su trabajo dejan de manifiesto la volatilidad que ha experimentado el tipo de cambio en Nigeria, la cual ha sido acompañada de presiones inflacionarias.

Bobai, Ubangida y Umar (2013) utilizaron datos de 1986 a 2010 para el tipo de cambio, tasa de inflación, tasa de interés, oferta monetaria y el producto interno bruto. La metodología empleada en dicho estudio incluye un modelo VECM (*Vector Error Correction Mechanism*), funciones impulso-respuesta, descomposición de varianza, además de los modelos ARCH y GARCH, donde se encuentran las principales herramientas de análisis. Los principales hallazgos de los resultados de ARCH y GARCH muestran presencia de volatilidad, pero dicha

volatilidad no es persistente. Por lo tanto, para contribuir en el aumento de la producción de bienes y servicios, y estabilizar los precios y el tipo de cambio, el gobierno debe dirigir su gasto hacia los sectores productivos clave de la economía como la agricultura y la manufactura. Por su parte, Osabohien y otros (2018) estudiaron el fenómeno del traspaso del tipo de cambio a precios del 2006 al 2015; sus variables son la inflación, el tipo de cambio, la oferta monetaria, tasa de interés, precios del petróleo analizados mediante un modelo GARCH y, además, lo complementaron con un modelo de VEC, descomposición de la varianza y funciones impulso-respuesta.

En su trabajo, Jongrim, Stocker y Yilmazkuday (2020) investigaron el traspaso del tipo de cambio a los precios al consumidor considerando la naturaleza de los choques que desencadenan los movimientos de las divisas. Estimaron individualmente modelos de vector autorregresivos estructural aumentado por factores (FAVAR) para 55 países, 29 economías avanzadas y 26 emergentes; asimismo, tomaron como variables el producto interno bruto global y el producto interno bruto de cada país, la inflación global al igual que el índice de precios al consumidor de cada economía, un promedio de los precios del petróleo (Dubái, West Texas y Brent), la tasa de interés doméstica de cada economía y el tipo de cambio nominal de cada divisa. Mostraron que los choques de política monetaria están asociados con traspasos más elevados del tipo de cambio en comparación con otros choques internos, mientras que los choques globales tienen efectos muy diferentes entre países. Las medias del traspaso tienden a ser más bajas en países que combinan regímenes de tipo de cambio flexible y metas de inflación creíbles, donde la independencia del banco central puede facilitar en gran medida la tarea de estabilizar la inflación al utilizar el tipo de cambio como herramienta ante choques externos. Así, concluyeron que el traspaso del tipo de cambio debe abordarse considerando la naturaleza del choque que desencadena los movimientos de

las divisas y las características particulares del país que afectan la respuesta de los precios.

Después de todo, nuestro trabajo tratará de definir si hay o no influencia de la volatilidad cambiaria en los precios de la canasta básica para México en el periodo descrito, pero cubrimos las dos posturas de la literatura a favor y en contra de este efecto.

Marco conceptual

La determinación de los precios se realiza básicamente en tres niveles diferentes: los precios del importador, los precios del productor y los precios al consumidor. En cada uno de estos niveles, los precios están afectados por choques particulares de oferta y demanda doméstica, así como choques externos, cuyos efectos pueden ser trasladados de un nivel a otro(del importador al productor, del importador al consumidor, y del productor al consumidor), o pueden ser asumidos por el nivel afectado (importador o productor) a través de un cambio en sus márgenes de ganancia (Miller, 2002). En el caso particular de un choque de tipo de cambio, este se trasladará hacia los precios al consumidor a través de dos canales: canal directo y canal indirecto (Gráfica 1).

De acuerdo con Miller (2002), el canal directo se observa a través de un ajuste del cambio en el precio de los bienes importados como consecuencia de la variación del tipo de cambio (lo que se conoce como el traspaso de primer nivel). Las variaciones de los precios de los bienes de consumo importados se trasladan directamente hacia los precios finales según la participación de estos en la estructura del Índice de Precios al Consumidor (IPC).

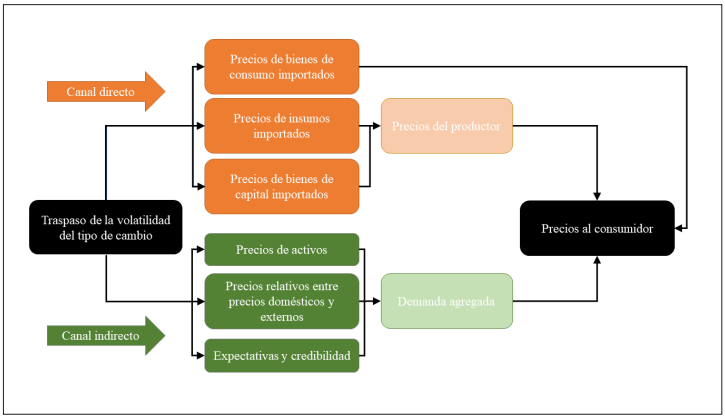
Asimismo, los precios de los insumos y bienes de capital importados afectan directamente la estructura de costos de los productores y ellos, a su vez, trasladan los cambios a los consumidores finales (traspaso de segundo nivel). Un mecanismo adicional, dentro del canal directo, corresponde a la trasmisión de un ajuste en el tipo de cambio hacia aquellos precios de bienes y servicios nominados en moneda extranjera, y que, por metodología de cálculo de la inflación, son expresados en moneda nacional (Miller, 2002).

Por otro lado, el canal indirecto ocurre a través de los mecanismos que inciden sobre la demanda agregada y que son trasladados a los precios finales. Un primer mecanismo es el siguiente: un choque del tipo de cambio afecta los precios relativos entre los bienes domésticos y externos. De esta forma, una depreciación encarecerá los bienes importados con respecto a los bienes domésticos, cambiando los patrones de gasto de los consumidores y fomentando la mayor producción de bienes nacionales, afectando así la demanda agregada (Miller, 2002).

Un segundo mecanismo se presenta a través de los choques del tipo de cambio sobre los precios de los activos, un efecto sobre los balances de los distintos agentes económicos (*Exchange rate effects on balance sheet*). Es decir, si una parte importante de la deuda de las empresas y las familias está en dólares, una depreciación del tipo de cambio incrementará su deuda expresada en moneda nacional; por lo tanto, reducirá su riqueza y capacidad de gasto, lo que ocasionará efectos contractivos sobre la demanda agregada. Finalmente, un tercer mecanismo se presenta a través del impacto sobre las expectativas y la credibilidad de los agentes debido a una variación en el tipo de cambio (Miller, 2002).

Variaciones en el tipo de cambio se traducen en la modificación de los planes de inversión y, por consecuencia, disminución de la demanda agregada. En este sentido, el efecto de un aumento del tipo de cambio sobre los precios al consumidor, a través del canal directo, puede atenuarse o incluso diluirse debido al efecto contractivo que se puede presentar a través del canal indirecto. Del mismo modo, en los diferentes niveles de la distribución de precios del canal directo, se pueden considerar aspectos microeconómicos, relacionados con el poder, concentración y segmentación de mercados, costos de menú, entre otros, que pueden afectar las decisiones del traspaso del choque de tipo de cambio de un nivel a otro (Miller, 2002).

Gráfica 1. Canales de transmisión



Fuente: Miller, S. (2002).

Al analizar el traspaso del tipo de cambio hacia los precios internos, se deben evaluar dos aspectos importantes: magnitud y velocidad. La magnitud del coeficiente del traspaso mide la proporción de la variación en el tipo de cambio que se va a trasladar a los precios. Se dice que el traspaso es incompleto cuando el coeficiente es menor a la unidad, indicando que el traspaso es menos que proporcional, y es completo cuando el traspaso es exactamente igual a la variación del tipo de cambio. Asimismo, la magnitud del traspaso puede variar conforme transcurre el tiempo con respecto al momento en que se da el ajuste en el tipo de cambio, obteniéndose un traspaso en el corto y largo plazo (Miller, 2002).

La velocidad del traspaso es el periodo de tiempo que toma en efectivizar el traspaso total de un choque en el tipo de cambio a los precios. Los precios pueden responder de manera inmediata a la variación del tipo de cambio, o pueden ir cambiando de manera gradual hasta llegar a su nivel de largo plazo (Miller, 2002).

¿Fenómeno macroeconómico o microeconómico?

Los primeros estudios teóricos sobre el traspaso de choques en el tipo de cambio fueron microeconómicos. En la publicación de Goldberg y Knetter (1997) hicieron una revisión de la literatura, la cual intenta explicar, desde un enfoque de organización industrial, por qué el traspaso es incompleto. El traspaso se examina en una estructura de mercado de competencia imperfecta, donde, por lo general, existe segmentación en el mercado o diferenciación de productos. En este orden de ideas, las empresas exportadoras con poder de mercado realizan discriminación de precios entre los mercados de destinación de sus productos; es decir, fijan los precios en cada destino con base en el costo marginal (que es compartido entre mercados) y el margen de ganancia del mercado destino (específico para cada mercado).

Krugman (1986) introdujo el concepto *pricing to market*, el cual hace referencia a la discriminación de precios entre países inducida por el tipo de cambio. Dicho de otra forma, las empresas exportadoras ajustan sus márgenes de ganancia, a fin de compensar sus ganancias sin verse afectados por los cambios en el tipo de cambio. Así, el *pricing to market* puede ser considerado como una explicación microeconómica. Los principales factores microeconómicos que se consideran son cinco:

El primero son los costos de menú: la escuela Neo-Keynesiana señala como una fuente de rigidez nominal los denominados "costos de menú"; es decir, aquellos costos que enfrenta un productor para actualizar sus precios. Como consecuencia de ello, el precio de los bienes importados colocados en moneda nacional no se ajustaría por completo y de forma inmediata con los movimientos del tipo de cambio.

En segundo lugar, tenemos la sustitución de productos importados y nacionales: al ocurrir una depreciación del tipo de cambio, los precios de los bienes importados se vuelven más costosos con respecto al precio de los bienes nacionales.

En la medida en que exista una alta sustitución entre estos productos, la demanda de los bienes importados se reducirá y la de bienes nacionales aumentará. En previsión de ello, los productores que importen insumos preferirán sacrificar sus márgenes de ganancia absorbiendo parte del choque con tal de no perder competitividad. En este contexto, el traspaso será menor mientras mayor sustitución exista entre los bienes importados y nacionales.

El tercero es la penetración de importaciones: McCarthy (2007) señala que si la participación de las importaciones (como porcentaje de la demanda agregada) de un país se considera como un *proxy* de la penetración de las importaciones de las firmas, entonces los países con una mayor participación de las importaciones deberían tener un mayor traspaso. Del mismo modo, debido a los efectos directos y a un mayor traspaso, debería esperarse que el tipo de cambio y los precios importados se vuelvan más importantes para explicar las fluctuaciones de la inflación a medida que la participación de las importaciones aumente.

El cuarto factor es la composición de la canasta de precios al consumidor: un aspecto importante para la evaluación del traspaso de un ajuste del tipo de cambio a los precios finales es analizar la estructura de la composición de la canasta de precios al consumidor; mientras mayor sea la participación de los bienes importados, mayor será el traspaso.

Como quinto factor está la naturaleza temporal del ajuste del tipo de cambio (ajuste transitorio o permanente): en la medida en que existen costos asociados a la actualización de precios (como por ejemplo los costos de menú antes mencionados), los productores preferirán absorber cualquier perturbación transitoria del tipo de cambio dentro de sus márgenes de ganancias. Una vez que se observe que el cambio es permanente, se trasladará finalmente a precios; no obstante, dicha observación toma tiempo.

Bajo una perspectiva macroeconómica e institucional, enfocada a explicar los mecanismos de traspaso, es más

reciente. Los modelos macroeconómicos tradicionales se caracterizan por asumir competencia perfecta, precios flexibles y paridad de poder de compra; en estos modelos el traspaso es completo. En el modelo de Obstfeld y Rogoff (1995) los precios nominales se fijan en la misma moneda que los productores; como consecuencia, las fluctuaciones del tipo de cambio nominal afectan proporcionalmente los precios de los bienes importados.

McCallum y Nelson (1999) desarrollaron un modelo en el que las importaciones sirven como insumos en el proceso de producción, distribución y venta al menudeo. Dado que los cambios en el tipo de cambio solo afectan a los precios de los bienes físicos, el traspaso a los bienes al consumidor será pequeño. El traspaso del tipo de cambio a los precios finales se encuentra influenciado por los siguientes factores:

En primer lugar, el contexto inflacionario: Taylor (2000) mostró que, debido a que las empresas fijan sus precios con anticipación, el ajuste de estos precios responderá a un aumento de costos percibido como persistente (esto gracias a las continuas alzas pasadas del tipo de cambio). En contextos de alta inflación asociados a un aumento persistente de costos se presentará un mayor traspaso; por otro lado, en un contexto de baja inflación, los agentes no modifican sus precios al presentarse un choque del tipo de cambio, pues lo perciben como transitorio. Desde este punto de vista, el traspaso será endógeno al proceso inflacionario que atraviesa la economía (Taylor, 2000).

Luego, tenemos la volatilidad del tipo de cambio: la volatilidad del tipo de cambio presiona a los productores en general y a los importadores en particular a ser más cautelosos al modificar sus precios. En la medida en que los empresarios afrontan costos de menú, modificarán sus precios si el beneficio de hacerlo supera estos costos. Así, a mayor volatilidad, menor traspaso (Taylor, 2000).

Como tercer factor está la incertidumbre de la demanda agregada: variaciones en la demanda agregada en conjunto

con las fluctuaciones del tipo de cambio afectarán los márgenes de ganancias de las empresas en un ambiente de competencia imperfecta y, por lo tanto, a mayor incertidumbre sobre la demanda, menor será el coeficiente de traspaso (Taylor, 2000).

El cuarto factor es el grado de apertura de la economía: a mayor grado de apertura de la economía, es de esperarse que exista un mayor traspaso debido a que las importaciones y exportaciones tienen un mayor peso en la economía (Taylor, 2000).

El quinto factor es el estado de la economía: la situación por la cual esté atravesando la economía del país al momento de producirse un choque externo es importante. Cuando la economía se encuentra en recesión, las empresas tienden a asumir el costo a fin de no perder participación en el mercado, dado que la demanda interna se encuentra contraída (Taylor, 2000).

Como sexto y último factor tenemos la brecha del tipo de cambio real respecto a su nivel de equilibrio: altos niveles de desempleo podrían indicar un desajuste en la paridad real; es decir, el tipo de cambio real estaría muy apreciado provocando un exceso de oferta del sector no transable. En este caso, un incremento del tipo de cambio nominal reduce el exceso de demanda sobre el sector transable de la economía y con ello se atenúan las presiones inflacionarias. Por lo tanto, el efecto de una apreciación nominal se distribuye entre el tipo de cambio real y el nivel de precios, siendo esto una herramienta para hacer el ajuste real de la economía. Por otro lado, fluctuaciones en el tipo de cambio, que no están basadas en ajustes requeridos de los precios relativos, provocan que la totalidad del ajuste se manifieste en inflación doméstica (Taylor, 2000).

Los precios se determinan a través de la cadena de distribución en tres niveles: precios de importación, precios de productor y, finalmente, precios al consumidor. Los choques del tipo de cambio se pueden trasladar directamente

(importador al productor y, después, al consumidor; y del importador al consumidor); esto ocurre a través de dos canales: el canal directo, que consiste en la secuencia que acabamos de describir anteriormente, y el canal indirecto, en el cual el traspaso hacia los precios finales del consumidor se realiza mediante factores que inciden en la demanda agregada (precios de activos, efecto sustitución derivado de los precios relativos entre los bienes extranjeros y los bienes nacionales, expectativas de inversión y credibilidad en la economía nacional).

Además, es importante considerar dos aspectos en el traspaso: la magnitud y la velocidad. La magnitud se refiere al grado de traspaso de los choques del tipo de cambio, la literatura los clasifica en dos: completo e incompleto. El completo se da cuando el traspaso es unitario (de uno a uno), y el incompleto sucede cuando el traspaso de los choques es inferior a uno. Por su parte, la velocidad se refiere al tiempo que los choques demoran en ser trasladados a los precios finales, pueden ser trasladados en el corto y largo plazo.

La muestra del presente análisis se tomó a partir del año 2003 por diversas razones. La primera es por el tipo de proceso que sigue el tipo de cambio, pues, antes de 1995, el tipo de cambio, al igual que la inflación, seguían un proceso estacionario; hasta ese año, el régimen cambiario establecido era el régimen de tipo de cambio fijo, el cual fue establecido por el Banco de México. A partir de dicho año, se liberó el tipo de cambio, dejándolo a las fuerzas de la oferta y la demanda, y se adoptó el régimen cambiario de libre flotación. En este punto, la serie sufrió un cambio estructural y el proceso del tipo de cambio pasó a ser estocástico o de caminata aleatoria, lo cual también afectó al proceso inflacionario, modificándolo de igual manera y convirtiendo la inflación en un proceso estocástico.

Desde el año 2001, el BdeM adoptó el esquema de objetivos de inflación con la finalidad de volver nuevamente el proceso inflacionario en un proceso estacionario anclado

al 3% +/- 1%; a partir de este año, la inflación nuevamente sufrió un cambio estructural. Por todo lo antes mencionado, se eligió el año 2003 para evitar contener en la serie esos cambios estructurales y aprovechar un comportamiento más homogeneizado en las series, sin choques estructurales que pudieran afectar las estimaciones.

En el próximo capítulo encontraremos una descripción y contextualización histórica de nuestras variables de estudio en el presente trabajo. Es importante tener presente cómo estas variables han ido evolucionando, enmarcando las decisiones que han tomado las autoridades monetarias mexicanas, es decir, el BdeM. En el caso mexicano, estas están estrechamente relacionadas y su uso puede ser pertinente a más allá de ser las mismas variables que la literatura sugiere.

Hechos estilizados

Con la finalidad de dar una óptica más amplia al análisis presentado en este trabajo, es relevante comenzar analizando la relación histórica de la volatilidad del tipo de cambio y la inflación en México. En general, podemos observar que los hechos estilizados sugieren que el tipo de cambio ha ido al alza, y los diferentes índices de precios han seguido más o menos la misma tendencia; sin embargo, algunas de estas series, incluyendo la inflación, parecen presentar un comportamiento estocástico y estacionario, pero esto se verá a detalle más delante, así como también la volatilidad.

El tipo de cambio ha sufrido una serie de cambios estructurales por las decisiones que ha tomado el Banco de México. El primer cambio notable en su historia reciente se presentó en 1995, cuando el tipo de cambio pasó de estar en el régimen de tipo de cambio fijo a libre flotación: antes de 1995, la autoridad monetaria controlaba la determinación del tipo de cambio; después de 1995, el tipo de cambio pasó a estar en manos de las fuerzas de la oferta y demanda (Gráfica 2).

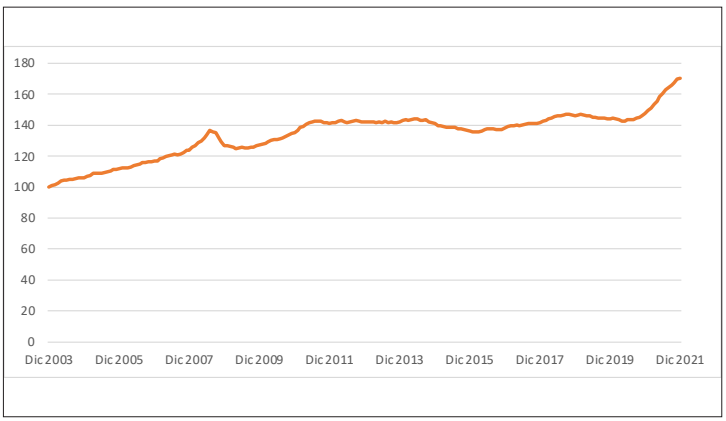
El segundo cambio estructural notable ocurrió en 2001, cuando el BdeM implementó el esquema de objetivos de inflación, en el cual se estableció que la inflación debía colocarse en un rango del 3% (+ /- 1%). Antes de 1995, el tipo de cambio seguía un proceso estacionario; después de 1995, por el cambio de régimen, el tipo de cambio comenzó con un proceso estocástico. En 2001, al implementarse el esquema de objetivos de inflación por unos años (hasta 2008), el proceso estocástico pareció ser más estable; sin embargo, al presentarse la crisis hipotecaria que se originó en Estados Unidos en 2008, el tipo de cambio sufrió una depreciación notable, y el proceso estocástico pareció ser más claro en los años posteriores.

Gráfica 2. Tipo de cambio



Fuente: Banco de México (elaboración propia).

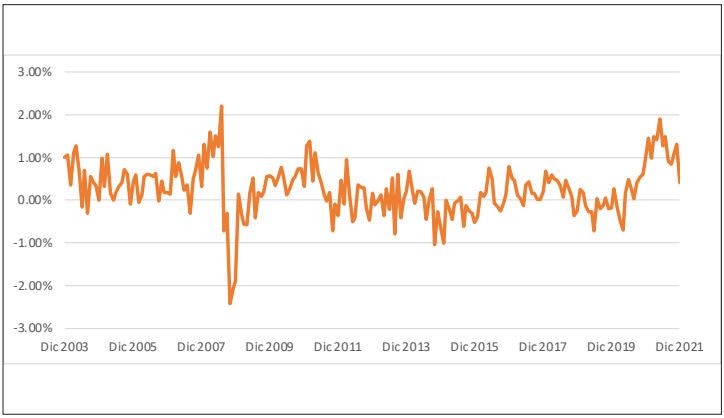
Gráfica 3. Índice de Precios de Importación (IPI)



Fuente: INEGI (elaboración propia).

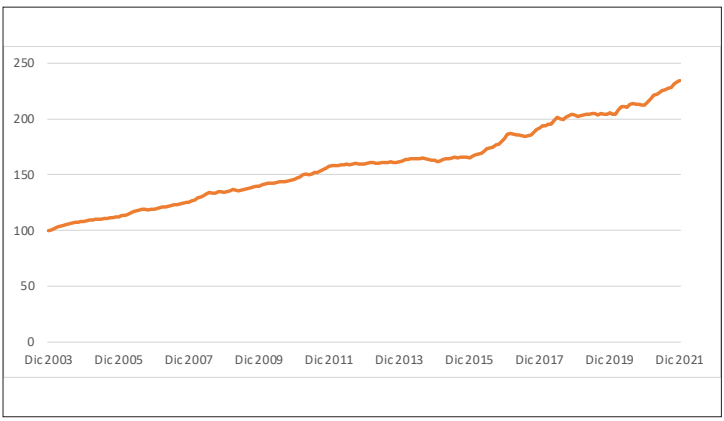
En la Gráfica 3, la evolución mensual del IPI se asemeja al comportamiento del tipo de cambio en el mismo periodo. En la crisis de 2008, la depreciación del tipo de cambio generó presiones inflacionarias en el IPP, la cual logró estabilizarse, aun así, se puede apreciar una tendencia creciente hasta principios de 2020, donde de nuevo se aprecian claras presiones sobre el índice.

Gráfica 4. Índice de Precios de Importación (variación porcentual)



Fuente: INEGI (elaboración propia).

Gráfica 5. Índice de Precios al Productor (IPP)

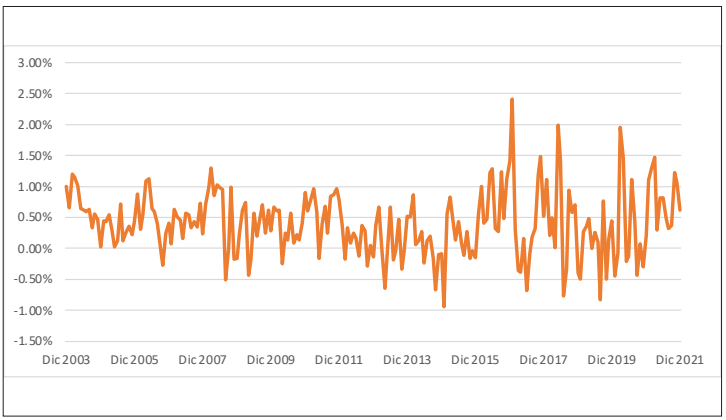


Fuente: INEGI (elaboración propia).

En la Gráfica 4 se muestra la evolución porcentual de los precios de importación. De 2003 a 2008, el índice parece asemejarse a un proceso estocástico; después de la crisis de 2008, la evolución de las presiones inflacionarias parece asemejarse a un proceso estacionario, ya que la variación mensual ronda el 0% hasta 2020, donde, a la par del tipo de cambio, muestra un crecimiento.

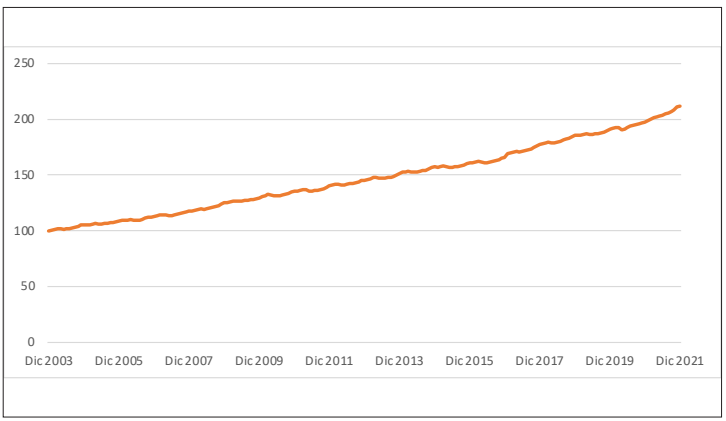
En la Gráfica 5 podemos apreciar la evolución del IPP desde 2003 hasta finales de 2021. Claramente, el índice ha tenido una tendencia creciente y sostenida, pues solo de 2012 a 2016 pareciera haber mostrado cierta estabilidad. En 2017, después de las elecciones en Estados Unidos, el peso sufrió una depreciación, lo que pareciera haber generado presiones inflacionarias en el índice de precios al productor, y marcar así una nueva tendencia creciente y sostenida hasta el 2021.

Gráfica 6. Índice de Precios al Productor (variación porcentual)



Fuente: INEGI (elaboración propia).

Gráfica 7. Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC)

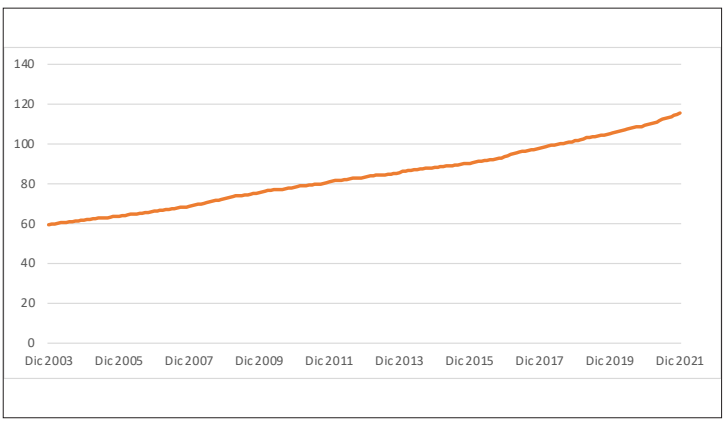


Fuente: INEGI (elaboración propia).

En la Gráfica 6 se observa la variación porcentual del índice de precios al productor. Como se observa, al igual que en el gráfico anterior, la tendencia creciente es marcada y se observa volatilidad sostenida desde el 2003, ya que las variaciones rondan el +/- 1%; por lo tanto, se puede afirmar que la serie es estocástica. En 2017, con la depreciación del peso, la serie explota y muestra unas variaciones muy superiores al promedio, llegando a superar el 2%. La serie guarda ciertas similitudes con la variación mensual del índice de precios de importación, lo cual refuerza la intuición de la existencia de un traspaso del tipo de cambio que comienza en los precios de importación y se traslada a los precios del productor.

En la Gráfica 7 podemos apreciar la evolución del INPC. Claramente y sin duda, el índice tiene tendencia creciente sostenida que en ningún momento parece estabilizarse; entonces, podemos afirmar que la serie sigue un proceso estocástico.

Gráfica 8. Índice Nacional de Precios al Consumidor subyacente

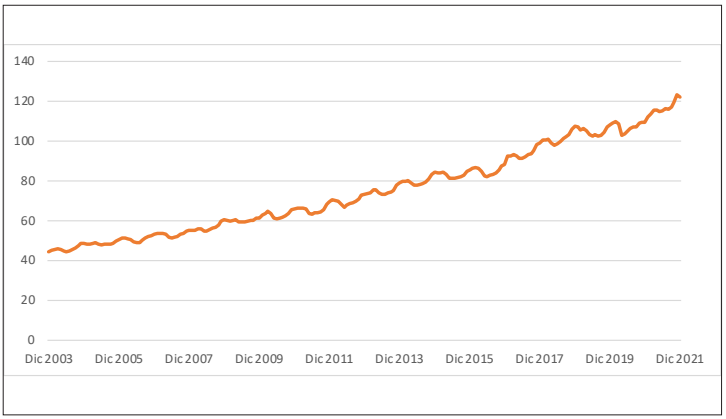


Fuente: INEGI (elaboración propia).

En la Gráfica 8 se observa el INPC subyacente. Este índice se caracteriza por ser un subconjunto de bienes y servicios del INPC que elimina los precios más volátiles de la economía de la canasta básica, dejando solo los productos y servicios más

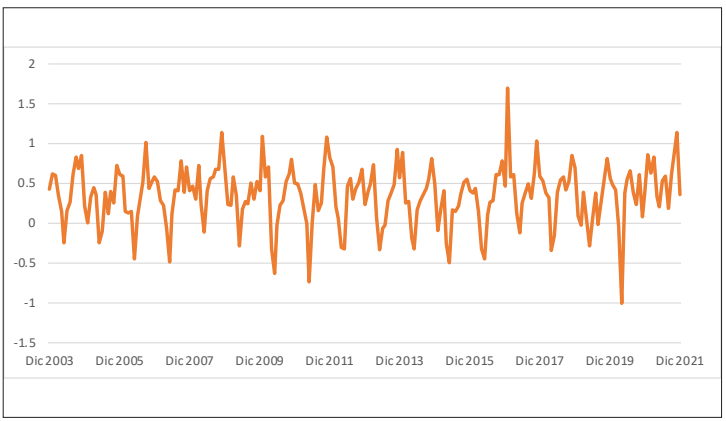
estables. A diferencia del INPC, la serie parece estar más suavizada; prácticamente no se observan variaciones en su tendencia creciente y sostenida.

Gráfica 9. Índice Nacional de Precios al Consumidor no subyacente



Fuente: INEGI (elaboración propia).

Gráfica 10. Índice de Precios de Importación (IPI)



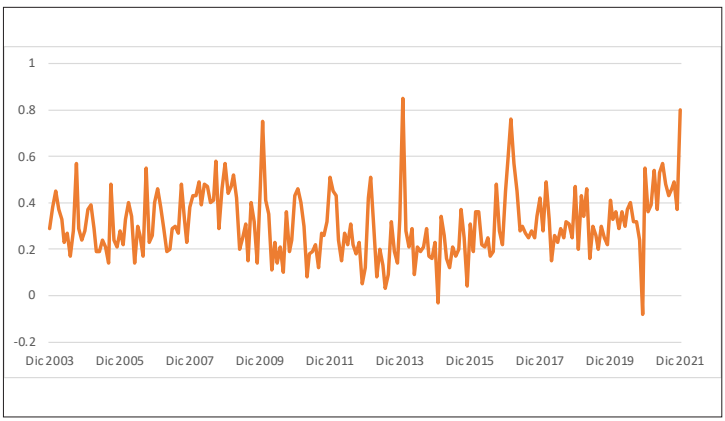
Fuente: INEGI (elaboración propia).

En la Gráfica 9 tenemos el INPC no subyacente. Este componente se integra por los bienes y servicios cuyos precios no responden directamente a condiciones de mercado

(alimentos sin procesar, energéticos, tarifas autorizadas por el gobierno, entre otros). Estos bienes se ven altamente afectados por condiciones externas y, por lo tanto, son más susceptibles de cambio; dicho de otra forma, son más volátiles. Es notable cómo en comparación con el INPC y el INPC subyacente, en este índice se observa una mayor variación en su tendencia creciente.

En la Gráfica 10 se observa la inflación mensual (variación porcentual del INPC). La serie tiene componentes estacionales, los picos altos se observan a finales de cada año y los picos bajos se observan en los meses de abril-mayo en promedio. Su comportamiento podría asemejarse a una serie estacionaria; sin embargo, la serie explota en 2017, después de la depreciación sufrida por el peso, la cual generó presiones inflacionarias, y en 2020, cuando comenzó el primer cierre de actividades derivado de la pandemia.

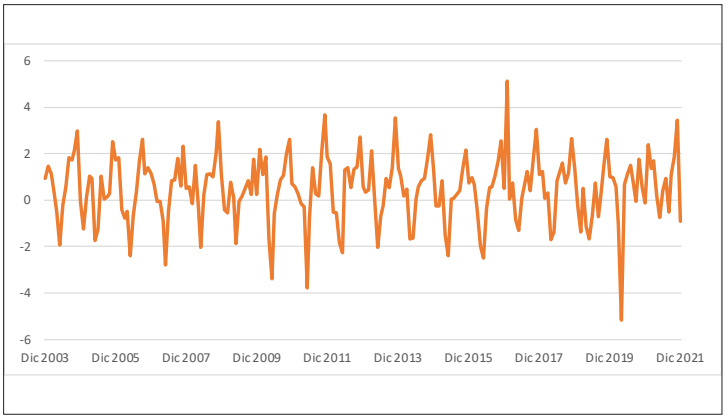
Gráfica 11. Inflación subyacente



Fuente: INEGI (elaboración propia).

En la Gráfica 11 se observa la inflación subyacente (variación porcentual del INPC subyacente). Su comportamiento contrasta con el mostrado por el INPC subyacente, ya que se observan varios picos donde la serie explota (2010, 2014, 2017 y 2020); no es tan claro si la serie sigue un proceso estacionario.

Gráfica 12. Inflación no subyacente



Fuente: INEGI (elaboración propia).

En la Gráfica 12 se observa la inflación no subyacente (variación porcentual del INPC no subyacente), la cual, a pesar de ser volátil, su volatilidad parece permanecer en cierto rango. Además, se observan componentes estacionales, ya que sus picos más bajos en promedio se observan en mayo, y los más altos en los meses finales de cada año.

Para visualizar si el modelo podría tener problemas de multicolinealidad, se realizó una matriz de correlaciones para todas las variables del modelo, tanto las endógenas cómo las exógenas. Se puede observar que el índice de precios de importación es el que presentó el mayor coeficiente de correlación con dos variables exógenas: el índice de precios de Estados Unidos (0.67) y el índice de precios de materias primas internacionales (0.67), lo cual tiene sentido porque el índice de precios de importación está fuertemente conectado con la dinámica de comercio exterior. El coeficiente para ambas variables fue el mismo, el cual puede considerarse como una correlación media. En las demás variables, los coeficientes fueron bajos; por lo tanto, con este ejercicio podemos descartar la presencia de multicolinealidad.

Tabla 1. Matriz de correlaciones

	INFC	dlTC	INFIM	INFP	dlIGAE	dlCET28	INFC.US	dlFFR	dlGPCI
INFC	1	-0.02	0	0.16	0.04	-0.07	-0.16	0.15	0
dlTC	-0.02	1	-0.33	0.44	-0.05	0.04	-0.25	-0.31	-0.52
INFIM	0	-0.33	1	0.34	0.01	-0.06	0.67	0.25	0.67
INFP	0.16	0.44	0.34	1	-0.06	0.08	0.34	-0.16	0.25
dlIGAE	0.04	-0.05	0.01	-0.06	1	-0.05	0.1	0.32	0.07
dlCET28	-0.07	0.04	-0.06	0.08	-0.05	1	0.06	-0.02	-0.01
INFC.US	-0.16	-0.25	0.67	0.34	0.1	0.06	1	0.3	0.64
dlFFR	0.15	-0.31	0.25	-0.16	0.32	-0.02	0.3	1	0.33
dlGPCI	0	-0.52	0.67	0.25	0.07	-0.01	0.64	0.33	1

Fuente: INEGI, Banco de México, St. Louis Fed, Federal Reserve, U.S. Bureau of Labor Statistics, FMI (elaboración propia).

Modelaje del impacto en los precios de los alimentos

A continuación, se analizará el impacto que ha tenido la implementación de políticas que favorecen la apertura económica tales como el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) en la conformación de los precios de los alimentos en México, específicamente de canasta básica. Asimismo, emplearemos el tipo de cambio como variable para evaluar el impacto en los precios de los alimentos nacionales, y realizaremos un análisis empírico con un modelo VAR-X y un modelo autorregresivo con heteroscedasticidad condicional dinámica bivariado (GARCH-DCC) para los años posteriores de la apertura comercial, es decir, a la implementación del TLCAN.

Este modelaje nos permite ilustrar que, a pesar de la poca evidencia encontrada por los modelos VAR en el impacto de la apertura económica a los precios, se debe a que los modelos VAR no modelan el comportamiento dinámico del componente estocástico. Primero, los modelos VAR asumen que solo choques contemporáneos poseen un impacto directo dentro del modelo estructural de las series. Además, estos modelos ignoran la posibilidad de que la volatilidad de las series esté correlacionada en el tiempo, aspecto que se modela en los modelos GARCH, lo que favorece a un análisis más robusto.

La estructura de precios en México se analizará tomando como base el IPI, IPP e INPC canasta básica con la finalidad de analizar y cuantificar la magnitud del impacto de la apertura económica a los precios de los alimentos. En esta sección haremos un recuento de las herramientas utilizadas para hacer el análisis estadístico y su relación con las variables de interés.

Modelo para la media: VAR-X

Un modelo VAR-X (vector autorregresivo con variables exógenas) es un tipo de modelo que es utilizado para analizar la relación entre múltiples variables interdependientes (Brooks, 2019). En un modelo VAR-X, se utiliza una serie de tiempo multivariante, mientras que también se toman en cuenta las influencias exógenas de otras variables. La implementación de este tipo de modelos presenta ventajas y desventajas. Entre las principales ventajas podemos mencionar que resulta muy flexible en su uso, ya que puede manejar múltiples variables interdependientes, lo que permite un análisis detallado de la relación entre ellas. También puede generar predicciones precisas, pues toma en cuenta la influencia de variables exógenas. Además, permite identificar causalidad entre las variables, lo que proporciona una comprensión más profunda de la relación entre ellas.

Dentro de las principales desventajas al implementar un modelo VAR-X podemos mencionar las siguientes: debido a que se están analizando múltiples variables, los modelos pueden ser complejos en su interpretación y más difíciles de interpretar que otros modelos de serie de tiempo. Los modelos VAR-X se basan en el supuesto de que la relación entre las variables es lineal, lo que puede limitar su capacidad para identificar relaciones no lineales entre las variables. Por último, suelen ser sensibles a errores en la especificación, lo que puede resultar en predicciones imprecisas si no se hace una selección adecuada de las variables exógenas.

Estimamos un modelo de VAR-X en el cual intentamos capturar la dinámica de los traspasos de la volatilidad del tipo de cambio sobre el INPC, la especificación del modelo es la siguiente:

$$y_t = A_0 + A_1 y_t + BX_t + e_t$$

Donde $A_1 y_t$ es un vector de variables endógenas y BX_t es un vector de variables exógenas, este modelo tiene un

supuesto de exogeneidad, el cual nos indica que las variables exógenas pueden afectar a las variables endógenas, pero esta dinámica no es mutua; es decir, las variables endógenas no afectan a las variables exógenas.

Nuestro vector de variables endógenas está compuesto por:

$$A_1 y_t = IGAE + CET28 + TC + INFIM + INFP + INFC$$

Donde tenemos al INPC, al tipo de cambios USD/MXN, el IPI, el IGAE y la tasa de CETES a 28 días. Nuestra muestra comprende desde enero de 2013 hasta diciembre de 2021, todas las variables de la economía mexicana están rezagadas en dos periodos, los cuales fueron elegidos según los criterios de información AIC (*Akaike Criterion Information*) y SBIC (*Bayesian Schwarz Criterion Information*).

El vector de variables exógenas se define:

$$BX_t = INFC.US + FFR + GPCI$$

Donde se encuentra la inflación de Estados Unidos (INFC.US), la tasa de interés de la Reserva Federal (FFR) y un índice global de precios de materias primas (GPCI).

Los resultados de la Tabla 2 nos muestran una relación negativa en los choques del tipo de cambio al INPC; es decir, cuando el tipo de cambio se deprecia, el INPC baja o, dicho de otra forma, genera dinámicas de deflación. En el caso contrario, cuando el tipo de cambio se aprecia, genera dinámicas inflacionarias; dicho de otra forma, un peso más fuerte propicia que se genere inflación en México al menos en el corto plazo, ya que el coeficiente rezagado en un periodo es significativo con un α=0.10, pero en el segundo periodo ya no lo es significativo.

La relación con el IPI muestra una dinámica contraria, es decir, tienen una relación positiva y directa; si el tipo de cambio se deprecia, el índice también sube, lo que nos indica que las importaciones elevan su precio y se vuelven más costosas.

En el caso contrario, si el tipo de cambio se aprecia y baja en su cotización, el IPI baja, lo que nos indica que las importaciones son menos costosas para los mexicanos; sin embargo, ambos coeficientes (rezagado en un periodo y dos) no son estadísticamente significativos.

En cuanto al INPP, este nos muestra una dinámica similar a la del INPC, pues tienen una relación inversa los choques del tipo de cambio sobre los precios al productor, esto significa que si el tipo de cambio se deprecia, los precios al productor disminuyen, y si el tipo de cambio se aprecia, los precios al productor aumentan. Además, como se observa con el IPI, ambos coeficientes no son estadísticamente significativos.

La relación de los choques del tipo de cambio con el IGAE en el primer periodo rezagado es negativa, pero en el segundo periodo rezagado es positiva, al igual que con la tasa de los CETES a 28 días. En el primer periodo rezagado, si el tipo de cambio se deprecia, tanto el IGAE como la tasa de los CETES caen, y si el tipo de cambio se aprecia, el IGAE y los CETES suben. En el segundo periodo la dinámica cambia, si el tipo de cambio se deprecia, tanto el IGAE como los CETES suben, y si el tipo de cambio se deprecia, el IGAE y los CETES caen. En estos casos en particular, los resultados son mixtos y las funciones de impulso-respuesta podrán ayudarnos a clarificar la dinámica entre estas variables.

Tabla 2. Estimación del Modelo VAR-X para el tipo de cambio

Resultados de la estimación para la ecuación dlTC:

dlTC = dlIGAE.l1 + dlCET28.l1 + dlTC.l1 + INFIM.l1 + INFP.l1 + INFC.l1 + dlIGAE.l2 + dlCET28.l2 + dlTC.l2 + INFIM.l2 + INFP.l2 + INFC.l2 + const + INFC.US + dlFFR + dlGPCI

	Estimación	Error estándar	t value	Pr(>|t|)	
dlIGAE.l1	-0.002786	0.049606	-0.056	0.9553	
dlCET28.l1	-0.001773	0.026318	-0.067	0.9463	
dlTC.l1	0.203704	0.090822	2.243	0.026	*

▶ **Resultados de la estimación para la ecuación dlTC:**

dlTC = dlIGAE.l1 + dlCET28.l1 + dlTC.l1 + INFIM.l1 + INFP.l1 + INFC.l1 + dlIGAE.l2 + dlCET28.l2 + dlTC.l2 + INFIM.l2 + INFP.l2 + INFC.l2 + const + INFC.US + dlFFR + dlGPCI

	Estimación	Error estándar	t value	Pr(>|t|)	
INFIM.l1	0.125885	0.417618	0.301	0.7634	
INFP.l1	-0.582498	0.503324	-1.157	0.2485	
INFC.l1	-0.968849	0.569523	-1.701	0.0905	.
dlIGAE.l2	0.011889	0.048361	0.246	0.8061	
dlCET28.l2	0.006223	0.02567	0.242	0.8087	
dlTC.l2	-0.09404	0.087595	-1.074	0.2843	
INFIM.l2	-0.115535	0.381122	-0.303	0.7621	
INFP.l2	-0.651545	0.476083	-1.369	0.1727	
INFC.l2	0.7212	0.564452	1.278	0.2029	
Const.	0.006981	0.002909	2.4	0.0173	*
INFC.US	1.386282	0.697924	1.986	0.0484	*
dlFFR	-0.013815	0.007807	-1.77	0.0783	.
dlGPCI	-0.328149	0.048577	-6.755	1.55E-10	***
	*Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1*				

Residual standard error: 0.02375 on 198 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.3856, Adjusted R-squared: 0.3391
F-statistic: 8.286 on 15 and 198 DF, p-value: 1.638e-14

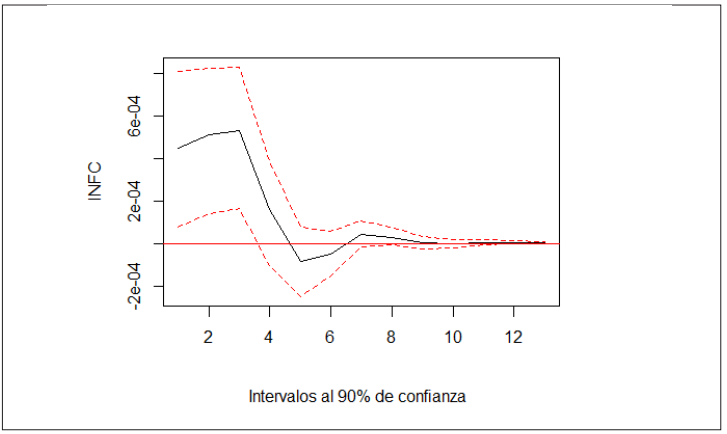
Fuente: INEGI, Banco de México, St. Louis Fed, Federal Reserve, U.S. Bureau of Labor Statistics, FMI (elaboración propia).

Funciones impulso-respuesta

El traspaso (choques) del tipo de cambio sobre el INPC tiene un efecto positivo creciente hasta el tercer mes después del impacto; después, caen drásticamente hasta el quinto mes, obteniendo valores negativos; y, en los meses posteriores, el impacto ronda el cero, hasta el duodécimo mes. Los choques pueden tener impactos positivos en el INPC en el corto

plazo, pero en el largo plazo la relación pareciera ser asimétrica. Esto se puede visualizar en la Gráfica 13 y la Tabla 3 que se muestran a continuación:

Gráfica 13. Efecto de traspaso del tipo de cambio al Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC)



Fuente: INEGI (elaboración propia).

Tabla 3. Elasticidades del traspaso del tipo de cambio sobre el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC)

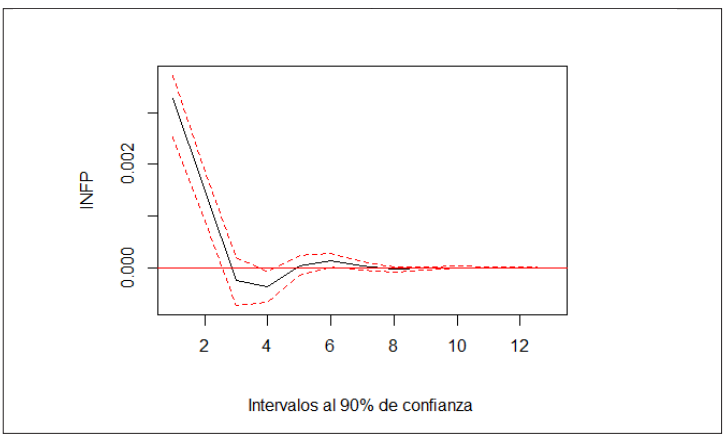
	Banda inferior IC=90%	**Coeficientes impulso respuesta**	**Banda superior IC=90%**
Mes		INFC	
1	7.79E-05	4.49E-04	8.08E-04
2	1.41E-04	5.12E-04	8.22E-04
3	1.65E-04	5.32E-04	8.29E-04
4	-1.04E-04	1.62E-04	3.90E-04
5	-2.51E-04	-8.09E-05	7.84E-05
6	-1.50E-04	-4.69E-05	5.62E-05
7	-1.30E-05	4.13E-05	1.09E-04
8	-4.49E-06	3.10E-05	7.74E-05
9	-2.26E-05	4.13E-06	3.39E-05

	Banda inferior IC=90%	Coeficientes impulso respuesta	Banda superior IC=90%
Mes		INFC	
10	-1.83E-05	-3.74E-07	1.91E-05
11	-5.65E-06	3.82E-06	1.91E-05
12	-1.47E-06	4.27E-06	1.58E-05

Fuente: INEGI (elaboración propia).

El traspaso del tipo de cambio sobre el IPP impacta positivamente en el primer mes para, posteriormente, caer en terrenos negativos en el tercer mes. En la Tabla 4 y la Gráfica 14 podemos observar los impactos; luego, de ahí en adelante, los choques se vuelven neutrales y convergen a cero. Los choques del tipo de cambio sobre los precios al productor en el corto plazo parecen impactar positivamente, pero en el largo plazo los choques se neutralizan y se vuelven poco significativos.

Gráfica 14. Efecto del traspaso del tipo de cambio al Índice Nacional de Precios al Productor (INPP)



Fuente: INEGI (elaboración propia).

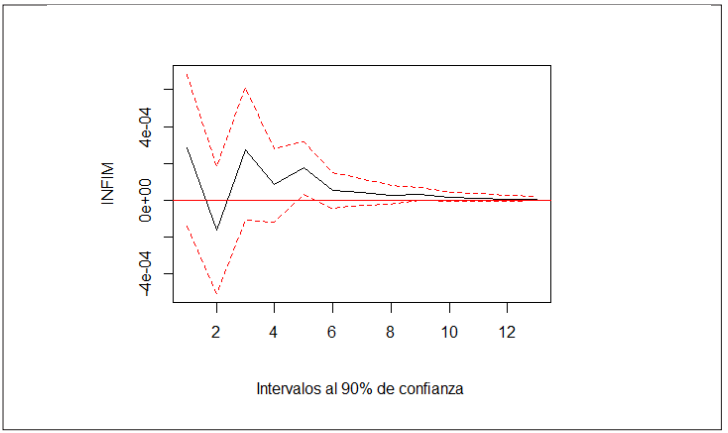
Tabla 4. Elasticidades del traspaso del tipo de cambio sobre el Índice Nacional de Precios al Productor (INPP)

	Banda inferior IC=90%	**Coeficientes impulso respuesta**	**Banda superior IC=90%**
Mes	**INFP**	**INFP**	**INFP**
1	2.54E-03	3.28E-03	3.72E-03
2	8.95E-04	1.48E-03	1.87E-03
3	-7.32E-04	-2.45E-04	2.03E-04
4	-6.58E-04	-3.53E-04	-5.89E-05
5	-1.34E-04	3.81E-05	2.38E-04
6	2.13E-05	1.37E-04	2.89E-04
7	-3.64E-05	4.25E-05	1.20E-04
8	-9.11E-05	-2.01E-05	2.59E-05
9	-4.55E-05	-8.25E-06	2.12E-05
10	-8.03E-06	9.12E-06	3.71E-05
11	-2.27E-06	8.22E-06	2.67E-05
12	-8.61E-06	1.90E-06	1.13E-05

Fuente: INEGI (elaboración propia).

En la Gráfica 15 y la Tabla 5 observamos los choques del tipo de cambio sobre el IPI. Comienzan positivamente en el primer mes, pero caen rápidamente en el segundo, tomando valores por debajo de cero, y para el tercer mes cambia la concavidad de la curva y vuelven a observarse valores positivos; del sexto mes en adelante, el choque converge a cero. Las innovaciones en el corto plazo del tipo de cambio a los precios de importación en el corto plazo presentan una relación mixta: en unos periodos es negativa y en el siguiente periodo inmediato vuelve a ser positiva. Por lo tanto, podríamos afirmar que la relación es asimétrica y, al igual que en los precios al productor, la relación a largo plazo se vuelve poco significativa y converge a cero.

Gráfica 15. Efecto del traspaso del tipo de cambio al Índice Nacional de Precios de Importación (INPI)



Fuente: INEGI (elaboración propia).

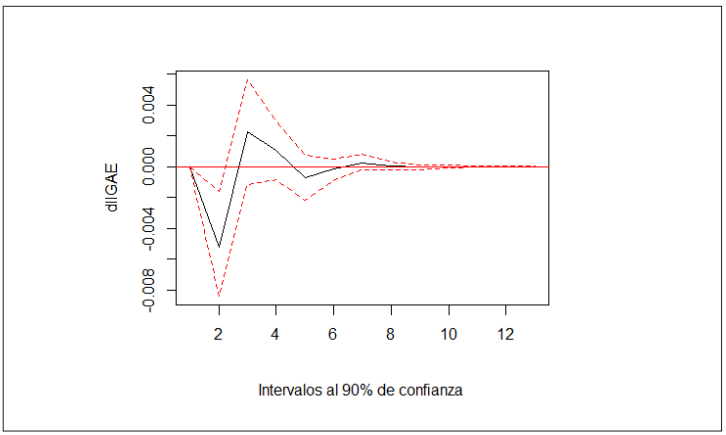
Tabla 5. Elasticidades del traspaso del tipo de cambio sobre el Índice Nacional de Precios de Importación (INPI)

	Banda inferior IC=90%	Coeficientes impulso respuesta	Banda superior IC=90%
Mes		INFIM	
1	-1.43E-04	2.87E-04	6.86E-04
2	-5.09E-04	-1.64E-04	1.81E-04
3	-1.09E-04	2.73E-04	6.13E-04
4	-1.21E-04	8.57E-05	2.79E-04
5	3.33E-05	1.78E-04	3.19E-04
6	-4.44E-05	5.53E-05	1.47E-04
7	-2.86E-05	4.30E-05	1.20E-04
8	-2.20E-05	2.71E-05	7.86E-05
9	-2.60E-06	2.91E-05	7.14E-05
10	-7.01E-06	1.57E-05	4.46E-05
11	-4.34E-06	1.11E-05	3.48E-05
12	-3.94E-06	7.21E-06	2.40E-05

Fuente: INEGI (elaboración propia).

En la Gráfica 16 y la Tabla 6 se visualizan los choques del tipo de cambio sobre el IGAE. Comienzan en cero en el primer mes después del impacto; después, caen rápidamente y toman valores negativos en el segundo mes; en el tercer mes, la dinámica cambia y nuevamente los coeficientes vuelven a terrenos positivos; para el quinto mes, vuelven a caer y toman valores negativos, pero muy cercanos a cero; en los meses posteriores, la dinámica converge a cero. Podríamos afirmar que las innovaciones del tipo de cambio sobre el IGAE son asimétricas en el corto plazo y en el largo plazo son poco significativas.

Gráfica 16. Efecto del traspaso del tipo de cambio al Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE)



Fuente: INEGI (elaboración propia).

Tabla 6. Elasticidades del traspaso del tipo de cambio sobre el Indicador Global de la Actividad Económica (IGAE)

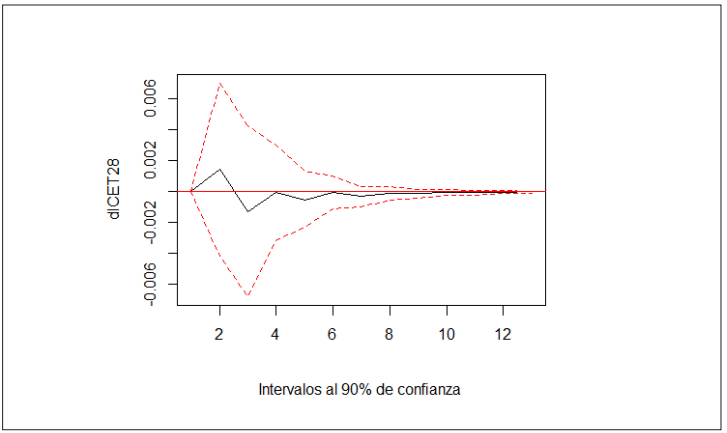
	Banda inferior IC=90%	**Coeficientes impulso respuesta**	**Banda superior IC=90%**
Mes		**dlIGAE**	
1	0.00E+00	0.00E+00	0.00E+00
2	-8.43E-03	-5.24E-03	-1.63E-03

	Banda inferior IC=90%	Coeficientes impulso respuesta	Banda superior IC=90%
Mes		dlIGAE	
3	-1.15E-03	2.29E-03	5.65E-03
4	-8.28E-04	1.06E-03	2.95E-03
5	-2.17E-03	-6.93E-04	7.10E-04
6	-8.93E-04	-1.42E-04	5.14E-04
7	-1.82E-04	2.44E-04	7.86E-04
8	-1.95E-04	4.94E-05	3.11E-04
9	-2.02E-04	3.20E-07	1.34E-04
10	-1.01E-04	5.18E-06	8.75E-05
11	-4.29E-05	8.08E-06	7.16E-05
12	-2.47E-05	8.65E-06	4.68E-05

Fuente: INEGI (elaboración propia).

Los choques del tipo de cambio sobre la tasa de interés de los CETES a 28 días se visualizan en la Gráfica 17 y la Tabla 7. Comienzan con valores a cero en el primer mes; para el segundo mes, toman valores positivos; en el tercer mes, la dinámica nuevamente cambia y toma valores negativos muy cercanos a cero y, en los meses posteriores, los choques se suavizan y convergen a cero. Podríamos afirmar que el traspaso del tipo de cambio a la tasa de interés de los CETES tanto en el corto como en el largo plazo tienen una relación asimétrica.

Gráfica 17. Efecto del traspaso del tipo de cambio a la tasa de interés de los CETES a 28 días



Fuente: INEGI (elaboración propia).

Tabla 7. Elasticidades del traspaso del tipo de cambio sobre la tasa de interés de los CETES a 28 días

	Banda inferior IC=90%	**Coeficientes impulso respuesta**	**Banda superior IC=90%**
Mes		**dlCET28**	
1	0	0.00E+00	0.00E+00
2	-0.004235051	1.46E-03	7.05E-03
3	-0.006871078	-1.33E-03	4.25E-03
4	-0.003185473	-9.66E-05	3.01E-03
5	-0.002353407	-5.81E-04	1.28E-03
6	-0.001136383	-8.81E-05	9.77E-04
7	-0.000987435	-3.30E-04	3.02E-04
8	-0.000548386	-1.13E-04	3.18E-04
9	-0.000431615	-1.17E-04	1.26E-04
10	-0.000281681	-6.64E-05	9.26E-05
11	-0.000226256	-6.20E-05	3.69E-05
12	-0.000149161	-3.61E-05	3.52E-05

Fuente: INEGI (elaboración propia).

Modelo de volatilidad: GARCH

Hasta este momento podemos concluir que hay una escasez de estudios metodológicamente sólidos que aborden directamente la volatilidad del tipo de cambio sobre la inflación. Los resultados sobre los efectos no solo sobre la inflación, sino también sobre otras variables, sugieren que sí existe una relación entre la volatilidad del tipo de cambio y la inflación, aunque no existe un consenso sobre las características de dicha relación. Por lo tanto, es necesario verificar los efectos de la volatilidad del tipo de cambio, con especial énfasis en un régimen de metas de inflación, donde la autoridad monetaria debe conocer con la mayor precisión posible todos los factores que inciden en el comportamiento de los precios.

Una vez que la volatilidad del tipo de cambio pueda ser identificada y considerada como una medida de incertidumbre para la inflación, dado que las expectativas de inflación son variables importantes en las acciones de la autoridad monetaria, la comprensión de los mecanismos que pueden afectar esta incertidumbre cobra relevancia para tomar decisiones más precisas ante tales mecanismos.

Un modelo GARCH (generalizado autorregresivo con heteroscedasticidad condicional) es un modelo estadístico para modelar la volatilidad condicional (Bollerslev, 1986). La volatilidad condicional hace referencia a la variabilidad o fluctuación en la varianza de una serie de tiempo, lo que significa que la varianza cambia con el tiempo. En un modelo GARCH se utiliza una combinación de términos autorregresivos y de media móvil para modelar la varianza condicional de una serie de tiempo. Este modelo cuenta con heterocedasticidad condicional, lo cual indica que la variación en la varianza no es constante en el tiempo, sino que puede cambiar en función de factores como los cambios en la tendencia o los eventos económicos. Los modelos GARCH son principalmente utilizados en finanzas para modelar la volatilidad de los precios de los activos financieros.

Este trabajo busca establecer la relación entre la volatilidad del tipo de cambio y la inflación mediante la adopción de una metodología que, en lugar de construir series de volatilidad exógena (a través del uso de desviaciones estándar o varianza de submuestras o ventanas), aplica un modelo GARCH bivariado que nos permite trabajar con series de volatilidad condicional.

El propósito de este procedimiento es adoptar una medida que no sea sensible a los criterios de selección individual, ya que las pruebas tradicionales realizadas con series de volatilidad construidas exógenamente son sensibles a los criterios elegidos para construir tales series y no muestran características relevantes de la relación en estudio, además de ser una técnica econométrica más adecuada. Aquí es importante aclarar que no nos referimos a los efectos globales de la volatilidad del tipo de cambio, que incluyen efectos en las decisiones de inversión por parte de los agentes económicos o el comercio internacional, entre otros.

El modelo propuesto por Albuquerque y Portugal (2005) será la base para este trabajo, el cual se especifica de la siguiente manera:

Tenemos las ecuaciones de la media condicional

$$INPC = \delta_0 + \delta_1 INPC_{t-1} + \delta_2 TC_{t-1} + \delta_3 TC_{t-2} + \delta_4 IPI_{t-1} + \delta_5 IPP_{t-1} + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$TC = \gamma_0 + \gamma_1 TC_{t-1} + \varepsilon_{2,t} \quad (2)$$

Y las ecuaciones de la varianza y covarianza:

$$h_{11} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{1,t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \alpha_3 \varepsilon_{2,t-1}^2 + \alpha_4 h_{11,t-1} + \alpha_5 h_{12,t-1} + \alpha_6 h_{22,t-1} \quad (3)$$

$$h_{22} = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{1,t-1}^2 + \beta_2 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \beta_3 \varepsilon_{2,t-1}^2 + \beta_4 h_{11,t-1} + \beta_5 h_{12,t-1} + \beta_6 h_{22,t-1} \quad (4)$$

$$h_{12} = \mu_0 + \mu_1 \varepsilon_{1,t-1}^2 + \mu_2 \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + \mu_3 \varepsilon_{2,t-1}^2 + \mu_4 h_{11,t-1} + \mu_5 h_{12,t-1} + \mu_6 h_{22,t-1} \quad (5)$$

El modelo GARCH fue desarrollado por Bollerslev (1986), el cual permite que la varianza condicional dependa de los rezagos anteriores; de tal forma que la ecuación de la varianza condicional en el caso más simple es:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \quad (6)$$

Este es un modelo GARCH (1,1). σ^2 se conoce como la varianza condicional, ya que es una estimación de un periodo anterior para la varianza calculada en función de cualquier información anterior que se considere relevante. Utilizando los modelos GARCH, es posible interpretar la varianza ajustada actual (h_t), como una función ponderada de un valor promedio a largo plazo (dependiente de α_0), información sobre la volatilidad durante el periodo anterior ($\alpha_1 u_{t-1}^2$), y la varianza ajustada del modelo durante el periodo anterior ($\beta\sigma_{t-1}^2$).

Hay que tener en cuenta que el modelo GARCH se puede expresar de tal forma que muestrea que, efectivamente, es un modelo tipo ARMA para la varianza condicional. Para apreciar esto, consideremos un valor de *x* al cuadrado en el tiempo *t* relativo a la varianza condicional que viene dado por:

$$\varepsilon_t = u_t^2 - \sigma_t^2 \quad (7) \qquad \text{o} \quad \sigma_t^2 = u_t^2 - \varepsilon_t \quad (8)$$

Utilizando la última expresión para sustituir la varianza condicional en (6)

$$u_t^2 - \varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta(u_{t-1}^2 - \varepsilon_{t-1}) \quad (9)$$

Reordenando

$$u_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta u_{t-1}^2 - \beta\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Tal que

$$u_t^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta)u_{t-1}^2 - \beta\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Esta expresión final es un proceso ARMA (1,1) para los errores al cuadrado. El modelo GARCH es un mejor modelo y más utilizado que el ARCH debido a que es más parsimonioso y

evita el sobreajuste. En consecuencia, es menos probable que el modelo infrinja las restricciones impuestas. Para ilustrar por qué el modelo es más parsimonioso, tomamos la ecuación de la varianza condicional; en el caso GARCH (1,1), restamos 1 de cada uno de los subíndices de tiempo de la ecuación de la varianza condicional de la ecuación (6), de tal forma que se obtendría la siguiente:

$$\sigma_{t-1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-2}^2 + \beta\sigma_{t-2}^2 \quad (12)$$

Y restando 1 de cada uno de los subíndices de tiempo nuevamente:

$$\sigma_{t-2}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-3}^2 + \beta\sigma_{t-3}^2 \quad (13)$$

Sustituyendo en la ecuación (6) por σ_{t-1}^2

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta(\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-2}^2 + \beta\sigma_{t-2}^2) \quad (14)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_0\beta + \alpha_1\beta u_{t-2}^2 + \beta^2\sigma_{t-2}^2 \quad (15)$$

Ahora sustituimos en la ecuación (15) por σ_{t-2}^2

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_0\beta + \alpha_1\beta u_{t-2}^2 + \beta^2(\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-3}^2 + \beta\sigma_{t-3}^2) \quad (16)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_0\beta + \alpha_1\beta u_{t-2}^2 + \alpha_0\beta^2 + \alpha_1\beta^2 u_{t-3}^2 + \beta^3\sigma_{t-3}^2 \quad (17)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0(1 + \beta + \beta^2) + \alpha_1 u_{t-1}^2(1 + \beta L + \beta^2 L^2) + \beta^3\sigma_{t-3}^2 \quad (18)$$

Un número infinito de sustituciones sucesivas como las anteriores produciría:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0(1 + \beta + \beta^2 + \cdots) + \alpha_1 u_{t-1}^2(1 + \beta L + \beta^2 L^2 + \cdots) + \beta^\infty\sigma_0^2 \quad (19)$$

La primera expresión de la ecuación (19) es simplemente una constante y, como el número de observaciones tiende a infinito, β^∞ tenderá a cero. Por lo tanto, el modelo GARCH (1,1) se puede escribir como:

$$\sigma^2 = \gamma_0 + \alpha_1 u^2{}_{-1}(1 + \beta L + \beta^2 L^2 + \cdots) \quad (20)$$

$$= \gamma_0 + \gamma_1 u_{t-1}^2 + \gamma_2 u_{t-2}^2 + \cdots, \quad (21)$$

El cual es un modelo ARCH de orden infinito restringido. Por lo tanto, el modelo GARCH (1,1), que contiene solo tres parámetros en la ecuación de la varianza condicional, es un modelo muy parsimonioso que permite que un número infinito de errores cuadrados pasados influyan en la varianza condicional actual. El modelo GARCH (1,1) se puede extender a una formulación GARCH (*p, q*), donde la varianza condicional actual está parametrizada para depender de *q* rezagos del error al cuadrado y *p* rezagos de la varianza condicional.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \cdots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad (22)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (23)$$

En general, un modelo GARCH (1,1) será suficiente para capturar la agrupación de volatilidad en los datos, y rara vez se estima o, incluso, se considera un modelo de orden superior en la literatura.

La varianza condicional bajo una especificación GARCH está cambiando, pero la varianza incondicional de u_t es constante y está dada por:

$$var(u_t) = \frac{\alpha_0}{1-(\alpha_1+\beta)} \quad (24)$$

Siempre que $\alpha_1+\beta<1$. Para $\alpha_1+\beta\geq 1$, la varianza incondicional de u_t no está definida, y esto se denominaría "no estacionariedad de la varianza". $\alpha_1+\beta=1$ se conocería como una "raíz unitaria en la varianza", también denominado "GARCH integrado" o "IGARCH". La no estacionariedad en la varianza no tiene una fuerte motivación teórica para su existencia, como sería el caso de la no estacionariedad en la media (por ejemplo, como en una serie de precios). Además, un modelo GARCH, cuyos coeficientes implican una varianza no estacionaria, tendría algunas propiedades altamente indeseables.

Un ejemplo de lo anterior se relaciona con los pronósticos de varianza hechos a partir de tales modelos. Para los

modelos GARCH estacionarios, los pronósticos de la varianza condicional convergen sobre el valor promedio a largo plazo de la varianza a medida que aumenta el horizonte de predicción. Para los procesos GARCH, esta convergencia no ocurrirá, mientras que para $\alpha_1+\beta>1$, el pronóstico de varianza condicional tenderá a infinito a medida que se incremente el horizonte de predicción (Brooks, 2019).

Modelos GARCH multivariado

Un modelo GARCH multivariado (MGARCH) es una extensión de los modelos GARCH univariados que se utilizan para modelar la volatilidad condicional en varias series de tiempo simultáneamente (Francq & Zakoian, 2019). Es decir, un modelo MGARCH se utiliza para modelar la covarianza y la volatilidad entre varias series de tiempo. En un modelo MGARCH, cada serie de tiempo tiene su propia ecuación GARCH que modela la volatilidad condicional de esa serie de tiempo. Además, hay ecuaciones de covarianza que modelan la relación entre las diferentes series de tiempo y cómo la volatilidad en una serie de tiempo puede afectar a la volatilidad en otra serie de tiempo.

Ahora, los modelos GARCH multivariados son en espíritu muy similares a sus homólogos univariados, excepto que los primeros también especifican ecuaciones sobre cómo se mueven las covarianzas en el tiempo y, por lo tanto, por su naturaleza son inherentemente más complejos de especificar y estimar. En la literatura se han propuesto varias formulaciones GARCH multivariadas distintas. En cada caso hay N variables cuyas variaciones en su comportamiento y covarianzas deben modelarse.

Bajo el supuesto de normalidad condicional, los parámetros de los modelos GARCH multivariados de cualquier especificación se pueden estimar maximizando la función logarítmica de verosimilitud.

$$l(\theta) = \frac{TN}{2} ln2\pi - \frac{1}{2}\Sigma_{t=1}^{T}(ln|H_t| + \Xi_t' H_t^{-1}\Xi_t) \quad (25)$$

Donde θ denota todos los parámetros desconocidos a estimar, N es el número de series en el sistema y T es el número de observaciones, H es una matriz positiva definida, la definición positiva de la matriz de covarianza se garantiza debido a la naturaleza cuadrática de los términos de la ecuación. La estimación de máxima verosimilitud para θ es asintóticamente normal y, por lo tanto, son aplicables los procedimientos tradicionales de inferencia estadística (Brooks, 2019).

GARCH CCC (correlación condicional constante)

Por motivos de claridad en la exposición, y antes de introducir el modelo GARCH con correlación condicional dinámica, primero ilustramos el modelo, pero con correlación constante.

De esta manera, iniciamos con un método propuesto para reducir parámetros en el marco de un MGARCH que requiere que las correlaciones entre los erroresε_t , (o de manera equivalente entre las variables observadas, y_t) se fijen en el tiempo. Así, aunque las covarianzas condicionales no son fijas, sí están ligadas a las varianzas propuestas en el modelo de ccorrelación ccondicional cconstante (CCC) de (Bollerslev, 1990). Las varianzas condicionales en el modelo de correlación fija son idénticas a las de un conjunto de especificaciones GARCH univariadas (aunque se estimen conjuntamente).

$$h_{ii,t} = c_i + \alpha_i \epsilon_{i,t-1}^2 + b_i h_{ii,t-1}, \; i = 1, \ldots, N \quad (26)$$

Los elementos fuera de la diagonal de $H_t, h_{ij,t}, (i \neq j)$, se definen indirectamente a través de las correlaciones, denotadas por p_{ij}

$$h_{ii,t} = p_{ij} h_{ii,t}^{\frac{1}{2}} h_{jj,t}^{\frac{1}{2}} \quad i, j = 1, \ldots, N, i < j \quad (27)$$

Nos podríamos cuestionar si es plausible suponer que las correlaciones son constantes a lo largo del tiempo. Se han

desarrollado varias pruebas de este supuesto, incluida una prueba basada en la matriz de información de Bera y Kim (2002) y una prueba del multiplicador de Lagrange de Tse (2000). Las conclusiones parecen depender de la prueba que se utilice, pero parece haber evidencia para nada despreciable en contra de las correlaciones constantes (Brooks, 2019).

GARCH DCC (correlación condicional dinámica)

En la literatura se encuentran disponibles varias formulaciones del modelo de correlación condicional dinámica (DCC), pero Engle (2002) tiene una especificación popular. El modelo está relacionado con la formulación CCC descrita en el apartado anterior, pero donde se permite que las correlaciones varíen con el tiempo. Definimos la matriz de varianza-covarianza como

$$H_t \quad (28)$$

$$H_t = D_t R_t D_t$$

Donde D_t es una matriz diagonal, que contiene las desviaciones estándar condicionales (las raíces cuadradas de las varianzas condicionales de las estimaciones del modelo GARCH univariado en cada una de las N series individuales) en la diagonal principal, R_t es la matriz de correlación condicional. Forzar a R_t a no tener variación en el tiempo conduciría de nuevo al modelo de correlación condicional constante. Son posibles numerosas parametrizaciones explícitas de R_t, incluido un enfoque de suavizado exponencial discutido por Engle (2002). De manera general, un modelo MGARCH podría especificarse como

$$(29)$$

$$Q_t = S \circ (\iota\iota' - A - B) + A \circ u_{t-1} u'_{t-1} + B \circ Q_{t-1}$$

Donde S es la matriz de correlación incondicional del vector de residuos estandarizados, ι es un vector de unos, y $u_t = D_t^{-1} \varepsilon_t$ es una matriz de varianza-covarianza definida positiva simétrica $N \times N$. $\circ$ denota el procedimiento de multiplicación

de matrices de Hadamard o elemento por elemento. Esta especificación para el intercepto simplifica la estimación y reduce el número de parámetros a estimar, pero no es necesaria. Engle (2002) propone un GARCH-esque, formulación para modelar dinámicamente con la matriz de correlación condicional , construida como Q_t R_t

$$R_t = diag\{Q_t^*\}^{-1} Q_t diag\{Q_t^*\}^{-1} \quad (30)$$

Donde "diag (*)" denota una matriz que comprende los elementos diagonales principales de (*), y Q^* es una matriz que toma las raíces cuadradas de cada elemento en Q. Esta operación consiste, efectivamente, en tomar las covarianzas en y dividirlas por el producto de las desviaciones estándar Q_t apropiadas para crear una matriz de correlaciones. Tse y Tsui (2002) propusieron una forma ligeramente diferente de la DCC, la ecuación (29) podría simplificarse especificando A y B cada uno como escalares simples para que todas las correlaciones condicionales siguieran el mismo proceso.

El modelo puede estimarse en una sola etapa utilizando la máxima verosimilitud, aunque esto seguirá siendo un ejercicio complejo en el contexto de grandes sistemas. En consecuencia, Engle (2002) aboga por un procedimiento de estimación de dos etapas en el que cada variable del sistema se modela primero por separado como un proceso GARCH univariado. Se podría construir una función de probabilidad logarítmica conjunta para esta etapa, que sería simplemente la suma (sobre N) de todas las probabilidades logarítmicas de los modelos GARCH individuales. Luego, en la segunda etapa, la probabilidad condicional se maximiza con respecto a cualquier parámetro desconocido en la matriz de correlación. La función logarítmica de verosimilitud para la estimación de la segunda etapa será de la forma

$$l(\theta_1) = \Sigma_{t=1}^{T} (ln|R_t| + u_t' R_t^{-1} u_t) \quad (31)$$

Donde θ_1 denota todos los parámetros desconocidos que se estimaron en la primera etapa y θ_2 denota todos los que se estimaron en la segunda etapa. La estimación que utilizará este procedimiento de dos pasos será consistente, pero ineficiente como resultado de cualquier incertidumbre de los parámetros desde la primera etapa hasta la segunda (Brooks, 2019).

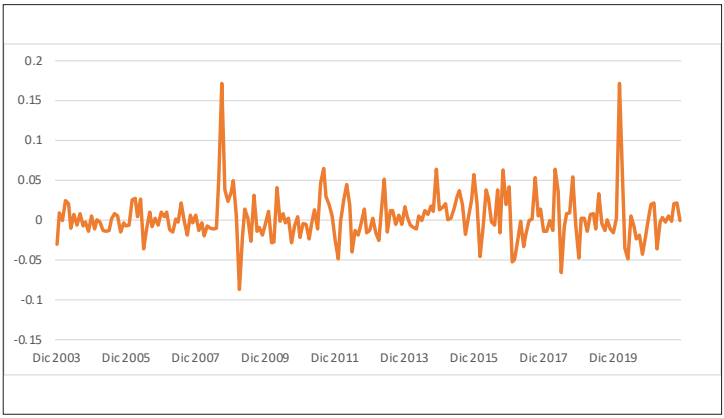
Estimación puntual

Antes de realizar estimación alguna del modelo, es preciso realizar una serie de pruebas para comprobar que los datos cuentan con las características suficientes y necesarias para que el modelo GARCH propuesto pueda converger, y así obtener resultados robustos. Para comenzar con dichas pruebas, las series deben ser transformadas; tanto el tipo de cambio, como los distintos índices de precios no tienen media constante, ya que, al ser graficados, podemos observar que cuentan con una tendencia positiva. Para eliminar dicha tendencia, el primer método de transformación recomendado es el de primeras diferencias; dicho método consiste en restarle la observación inmediata anterior a la presente a toda la serie.

Podemos visualizar las series después de la transformación de primeras diferencias logarítmicas en las gráficas que se muestran a continuación (Gráficas 18, 19, 20 y 21).

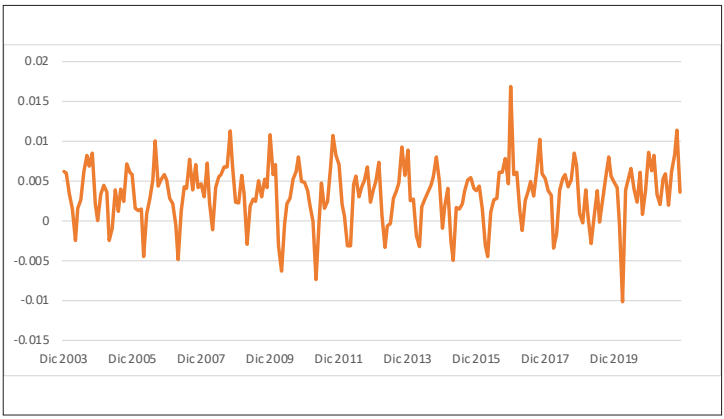
Después de realizar dicha transformación, ya no podemos afirmar que las series cuentan con varianza constante (homoscedasticidad) y auto covarianza constante; es decir, ya no podemos afirmar que son series estacionarias y esto puede dar pie a la existencia de errores ARCH-GARCH en las series, lo cual es fundamental para poder estimar el modelo.

Gráfica 18. Tipo de cambio primeras diferencias logarítmicas



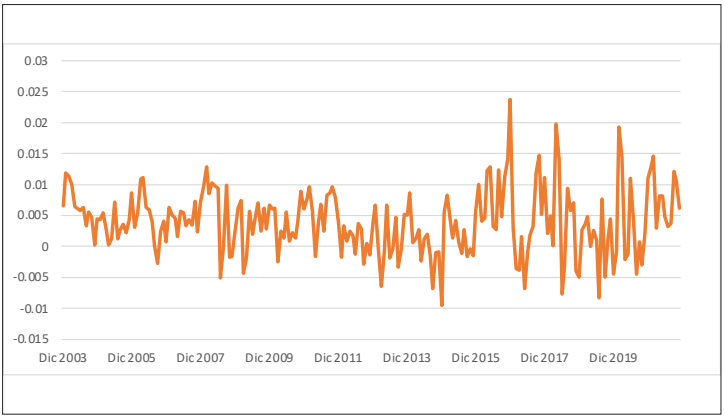
Fuente: Banco de México (elaboración propia).

Gráfica 19. Primeras diferencias logarítmicas del Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC)



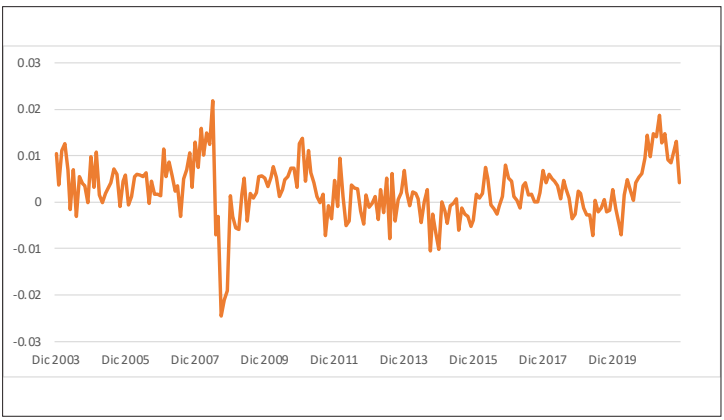
Fuente: INEGI (elaboración propia).

Gráfica 20. Primeras diferencias logarítmicas del Índice Nacional de Precios al Productor (INPP)



Fuente: INEGI (elaboración propia).

Gráfica 21. Primeras diferencias logarítmicas del Índice de Precios de Importación (IPI)



Fuente: INEGI (elaboración propia).

Luego, se procedió a la búsqueda de problemas de raíz unitaria en las series, aplicando las pruebas *Augmented Dickey-Fuller*, *KPSS* y *Elliot, Rothenberg and Stock Unit Root Test*. En todas las series, en las pruebas se rechazó la hipótesis nula, la cual afirma que la serie presenta raíz unitaria; por lo tanto, concluimos que las series son estacionarias.

Tabla 8. Pruebas de raíz unitaria para el tipo de cambio

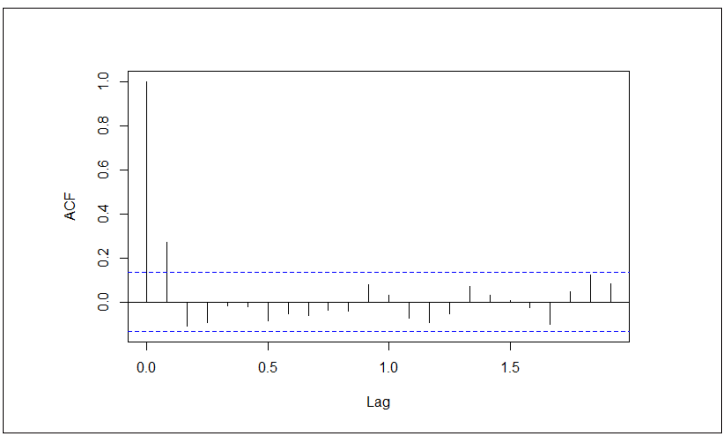
Augmented Dickey-Fuller Test			
data: tipo de cambio			
Dickey-Fuller = -6.62, Lag order = 5, p-value = 0.01			
alternative hypothesis: stationary			
KPSS Test for Trend Stationarity			
data: tipo de cambio			
KPSS Trend = 0.038393, Truncation lag parameter = 4, p-value = 0.1			
Elliot Rothenberg and Stock Unit Root Test			
Test of type P-test detrending of series with intercept and trend			
Value of test-statistic is: 0.7565			
Critical values of P-test are:			
	1pct	5pct	10pct
critical values	3.96	5.62	6.89

Fuente: INEGI (elaboración propia).

Cómo se observa en la Tabla 8, en la prueba *Augmented Dickey-Fuller*, el *p-value* es inferior a un *alfa=0.1*; podemos rechazar la hipótesis nula, y afirmar que la serie es estacionaria. En la prueba *Elliot* se observa que el estadístico calculado es más negativo que los valores críticos, entonces se rechaza la *Ho* y se afirma que no existe raíz unitaria.

Posteriormente, procedimos a estimar un modelo GARCH individual para cada serie. El primer paso es calcular las funciones PACF (Gráfica 23, Función de autocorrelación parcial) y ACF (Gráfica 22, Función de autocorrelación); estas funciones nos indican el tipo de modelo de la media, ya sea AR o MA, además de darnos una pista del orden de este. Al estimar estas funciones, se muestra un gráfico con una serie de rezagos: si los rezagos en la ACF caen de manera exponencial, y en la PACF caen abruptamente hasta cero, podría tratarse de un modelo AR; por el contrario, si los rezagos en la ACF caen de manera abrupta hasta cero, y en la PACF caen de manera exponencial, pudiera tratarse de un modelo MA. El orden del modelo indica el último rezago significativo en la función que cae abruptamente, según corresponda. Los siguientes gráficos muestran las funciones para la serie del tipo de cambio.

Gráfica 22. Funciones de autocorrelación del tipo de cambio

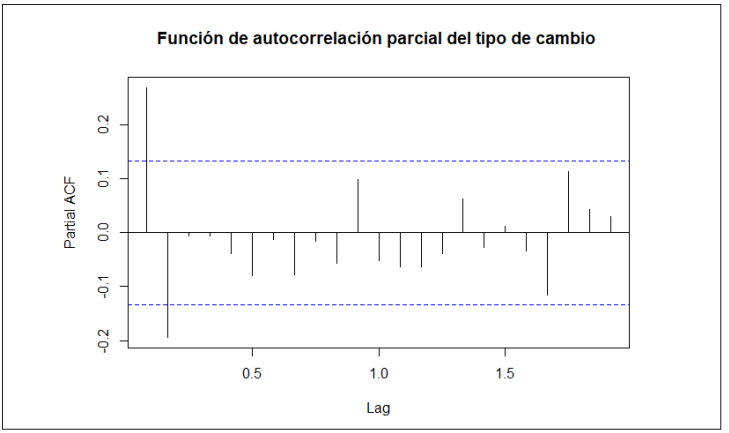


Fuente: Banco de México (elaboración propia).

En todas las series se encontró que el modelo de la media era de tipo autorregresivo AR, de orden 1 o AR (1) para el IPP e INPC, y AR (2) para el tipo de cambio y el IPI. Ahora, el siguiente paso es realizar la prueba *Box-Ljung* a los residuos de cada modelo AR en búsqueda de correlación. Al realizar la

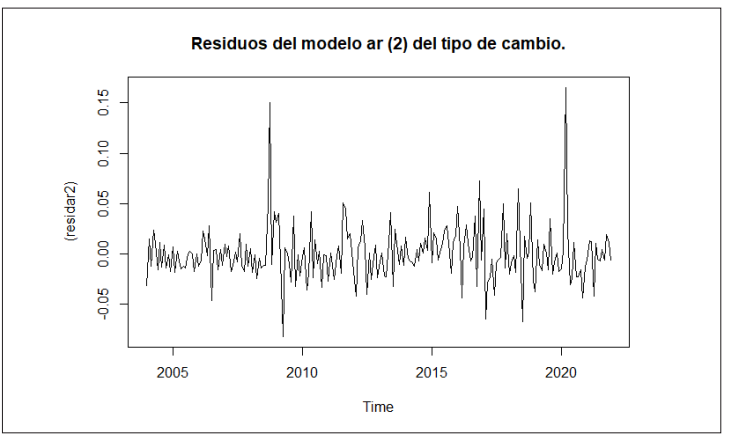
estimación de la prueba, se encontró evidencia suficiente para afirmar que no hay correlación en los residuos de las series. La Gráfica 24 muestra los residuos del modelo AR (2) para el tipo de cambio, y el cuadro muestra la prueba *Box-Ljung* para la misma serie.

Gráfica 23. Función de autocorrelación parcial del tipo de cambio



Fuente: Banco de México (elaboración propia).

Gráfica 24. Residuos del modelo AR (2) del tipo de cambio



Box-Ljung test

data: residar2

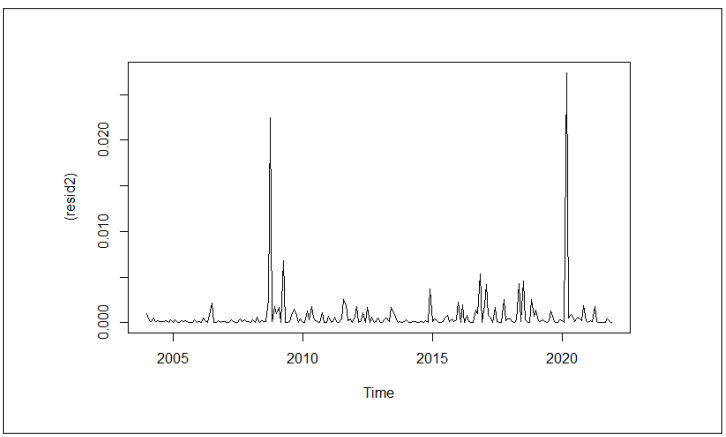
X-squared = 0.0006684, df = 1, p-value = 0.9794

Fuente: Banco de México (elaboración propia).

H0: no hay correlación (suma de las correlaciones de los residuos igual a cero) *p-value = 0.9794> α=0.05*. No rechazamos la *H0*.

Después, obtuvimos los residuos al cuadrado de todos los modelos AR y se les calculó las funciones ACF y PACF respectivamente. Además de la ACF y PACF, se les calculó la prueba *Box-Ljung* a los residuos al cuadrado. La prueba *Box* nos indicó de la presencia de correlación en los residuos; además, observamos los primeros rezagos significativos en la ACF y PACF. Con lo anterior, obtuvimos evidencia suficiente para suponer la existencia de errores GARCH en todas las series. Las Gráficas 25, 26 y 27 muestran los residuos al cuadrado, ACF y PACF del tipo de cambio; además, el cuadro muestra la prueba *Box* de dichos residuos.

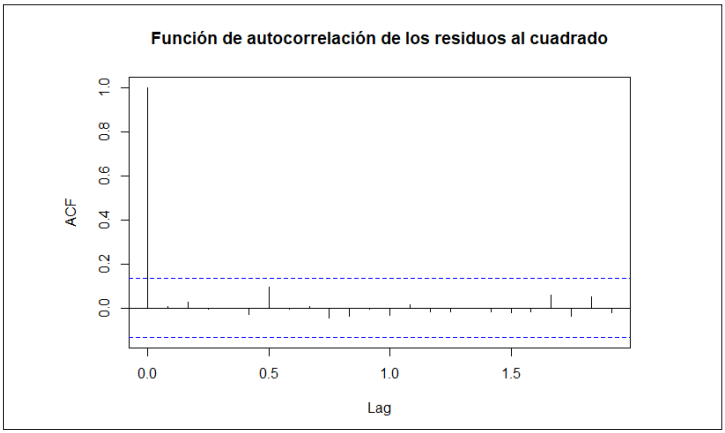
Gráfica 25. Residuos al cuadrado del modelo AR (2) del tipo de cambio



Fuente: Banco de México (elaboración propia).

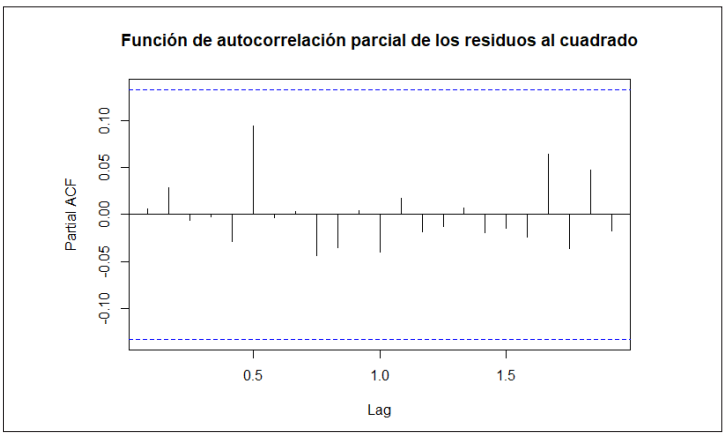
H0: no hay correlación. *P-value*> α=*0.05*. No rechazamos la *Ho*.

Gráfica 26. Función de autocorrelación de los residuos al cuadrado del tipo de cambio



Fuente: Banco de México (elaboración propia).

Gráfica 27. Función de autocorrelación parcial de los residuos al cuadrado del tipo de cambio



Fuente: Banco de México (elaboración propia).

Posteriormente, estimamos un modelo GARCH (1,1), por la presencia del primer rezago significativo en las ACF y PACF,

lo que nos indicó el orden del modelo. Todos los modelos de las series convergen. En este momento todo parece indicar que las series cumplen con las especificaciones necesarias para realizar la estimación de un GARCH multivariado.

Optamos por la especificación de un modelo GARCH DCC (1,1) ARIMA (5,1); como primer ejercicio realizamos una estimación parsimoniosa entre el tipo de cambio y el INPC con datos de 2003 a 2021, ya que es la relación clave en este trabajo y encontramos los siguientes resultados (Tabla 9):

Tabla 9. DCC GARCH Fit

DCC GARCH Fit

Optimal Parameters	**Estimate**	**Std. Error**	**t value**	**Pr(>|t|)**
[TC].mu	0.001616	0.003004	0.5379	0.590645
[TC].ma1	0.337744	0.098906	3.41478	0.000638
[TC].omega	0.000678	0.000234	2.89999	0.003732
[TC].alpha1	0.145585	0.340149	0.428	0.668648
[INFC].mu	0.00225	0.000754	2.98507	0.002835
[INFC].ar1	1.522197	0.039874	38.1754	0.000000
[INFC].ar2	-0.601364	0.024941	-24.1113	0.000000
[INFC].ar3	0.051226	0.039908	1.28361	0.199278
[INFC].ar4	-0.094434	0.095969	-0.984	0.325115
[INFC].ar5	0.121263	0.056228	2.15663	0.031035
[INFC].ma1	-1.0000000	0.000243	-4120.09	0.000000
[INFC].omega	0.000009	0.000000	6880.924	0.000000
[INFC].alpha1	0.043759	0.091174	0.47996	0.631258
[Joint]dcca1	0.042083	0.029349	1.43387	0.151609
[Joint]dccb1	0.718975	0.203989	3.52457	0.000424

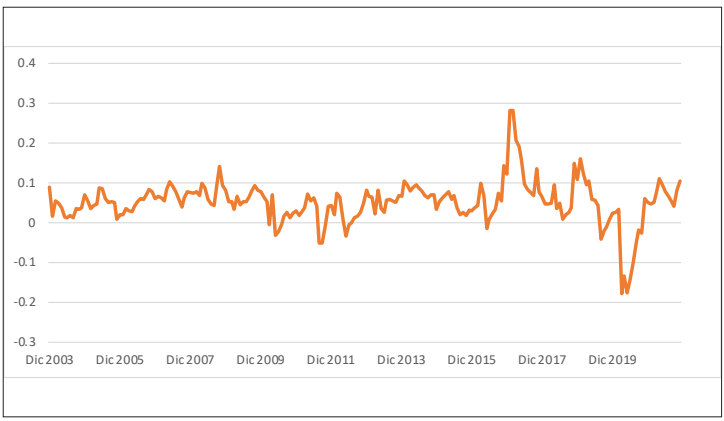
Information Criteria	
Akaike	-12.904
Bayes	-12.654
Shibata	-12.914
Hannan-Quinn	-12.803

Fuente: Banco de México (elaboración propia).

Las variables *mu* y *omega* denotan los interceptos de la ecuación de la media y varianza; *alpha1* es el coeficiente de los residuos rezagados; *ma1* son los choques de volatilidad que recibe el tipo de cambio en un periodo anterior y su asociación con la observación actual; *ar1*, *ar2*, *ar3*, *ar4* y *ar5* son los componentes autorregresivos que explican la asociación actual observada en el INPC, basados hasta 5 meses anteriores; *dcca1* es la persistencia de la volatilidad del tipo de cambio sobre el INPC en el corto plazo; y *dccb1* es la persistencia de la volatilidad del tipo de cambio sobre el INPC en el largo plazo (por la especificación del modelo, podemos entender largo plazo como 3 meses, ya que los datos empleados en el modelaje son mensuales).

Además, este modelo nos permite ver la correlación dinámica entre la volatilidad de dichas series, la cual se puede apreciar en la Gráfica 28.

Gráfica 28. Correlación dinámica entre el tipo de cambio y la inflación



Fuente: Banco de México (elaboración propia).

Como podemos observar, el componente de la estimación *dcca1* nos indica que la volatilidad del tipo de cambio sobre el INPC persiste en el corto plazo casi estadísticamente significativa con un *alfa=0.1*, pero su coeficiente estimado es muy bajo. De igual manera, la estimación del *dccb1* que nos indica

la persistencia de la volatilidad del tipo de cambio sobre el INPC en el largo plazo es significativa con un *alfa=0.01*. En el largo plazo, la persistencia de la volatilidad es más significativa; sin embargo, en la Gráfica 28 observamos que el tamaño de dicha correlación es muy pequeño, los picos máximos de la correlación rondan el +/- 0.2.

En resumen, se puede afirmar que sí existe una asociación entre los choques positivos de la volatilidad del tipo de cambio, los cuales se asocian de manera positiva con los choques de inflación (a mayor volatilidad, mayor traspaso); pero dicha asociación, a pesar de ser estadísticamente significativa en el largo plazo, es muy pequeña, ya que en promedio la correlación dinámica es aproximadamente 0.05.

Tabla 10. DCC GARCH Fit (2)

DCC GARCH Fit

Optimal Parameters	**Estimate**	**Std. Error**	**t value**	**Pr(>|t|)**
[TC].mu	0.001616	0.003005	0.53769	0.590792
[TC].ma1	0.337744	0.098998	3.41162	0.000646
[TC].omega	0.000678	0.000233	2.90367	0.003688
[TC].alpha1	0.145585	0.339593	0.4287	0.668138
[INFP].mu	0.003953	0.000497	7.953	0.000000
[INFP].ar1	0.376058	0.084774	4.43599	0.000009
[INFP].ar2	-0.11399	0.09083	-1.25499	0.209484
[INFP].omega	0.000023	0.000003	6.76539	0.000000
[INFP].alpha1	0.018223	0.082186	0.22173	0.824522
[Joint]dcca1	0.144522	0.052393	2.75842	0.005808
[Joint]dccb1	0.469041	0.129012	3.63564	0.000277

Information Criteria	
Akaike	-12.363
Bayes	-12.176
Shibata	-12.369
Hannan-Quinn	-12.288

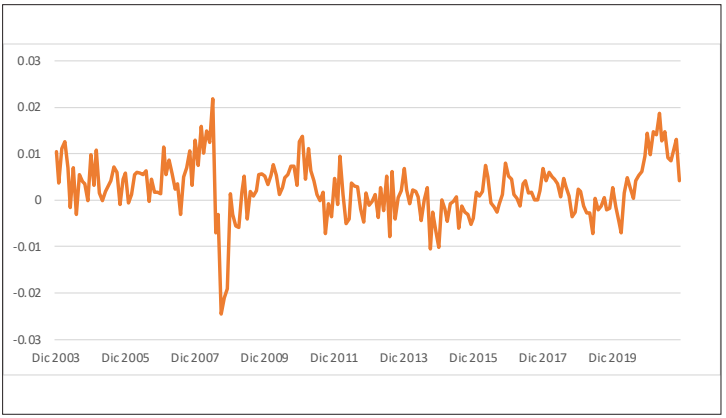
Fuente: Banco de México (elaboración propia).

Respecto a las variables en la Tabla 10, observamos a *mu* y *omega* que denotan los interceptos de la ecuación de la media y varianza; *alpha1* es el coeficiente de los residuos rezagados; *ma1* son los choques de volatilidad que recibe el tipo de cambio en un periodo anterior y su asociación con la observación actual; *ar1* y *ar2*, son los componentes autorregresivos que explican la asociación actual observada en el IPP, basados hasta 2 meses anteriores; *dcca1* es la persistencia de la volatilidad del tipo de cambio sobre el IPP en el corto plazo, y *dccb1* es la persistencia de la volatilidad del tipo de cambio sobre el IPP en el largo plazo.

Como podemos observar, el componente de la estimación *dcca1* nos indica que la volatilidad del tipo de cambio sobre el IPP es muy baja, pero persiste en el corto plazo y es estadísticamente significativo con un *alfa=0.1*. De igual manera, la estimación del *dccb1*, que nos indica la persistencia de la volatilidad del tipo de cambio sobre el IPP en el largo plazo, es significativa con un *alfa=0.01*. En el largo plazo, la persistencia de la volatilidad es mayor; sin embargo, en la Gráfica 29 observamos que el tamaño de dicha correlación es pequeño, pero es el más grande observado en los tres índices que analizamos. Los picos máximos de la correlación rondan el + 0.8; además, en promedio, la correlación es positiva, lo que indica que, a mayor volatilidad del tipo de cambio, mayores son las presiones inflacionarias sobre el IPP.

En la Tabla 11 observamos las variables *mu* y *omega* que denotan los interceptos de la ecuación de la media y varianza; *alpha1* es el coeficiente de los residuos rezagados; *ma1* son los choques de volatilidad que recibe el tipo de cambio en un periodo anterior y su asociación con la observación actual; *ar1* y *ar2* son los componentes autorregresivos que explican la asociación actual observada en el IPI, basados hasta 2 meses anteriores; *dcca1* es la persistencia de la volatilidad del tipo de cambio sobre el IPI en el corto plazo, y *dccb1* es la persistencia de la volatilidad del tipo de cambio sobre el IPI en el largo plazo.

Gráfica 29. Correlación dinámica entre el tipo de cambio y el Índice de Precios al Productor (IPP)



Fuente: Banco de México (elaboración propia).

Tabla 11. DCC GARCH Fit (3)

DCC GARCH Fit

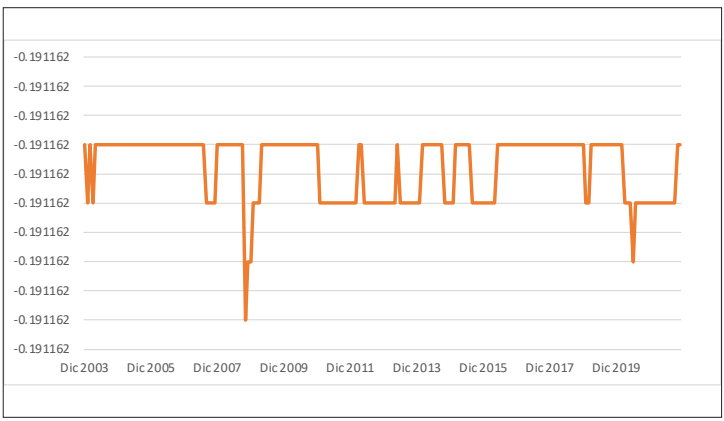
Optimal Parameters	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>|t|)
[TC].mu	0.001616	0.003016	0.535761	0.592124
[TC].ma1	0.337744	0.099214	3.404184	0.000664
[TC].omega	0.000678	0.000234	2.900954	0.00372
[TC].alpha1	0.145585	0.340187	0.427955	0.668684
[INFIM].mu	0.0032	0.000889	3.599287	0.000319
[INFIM].ar1	0.281222	0.073596	3.821174	0.000133
[INFIM].ar2	0.376812	0.041253	9.134215	0.000000
[INFIM].omega	0.000015	0.000000	231.0971	0.000000
[INFIM].alpha1	0.308023	0.11682	2.636717	0.008371
[Joint]dcca1	0.000000	0.000008	0.002252	0.998203
[Joint]dccb1	0.894207	0.151039	5.920354	0.000000

Information Criteria	
Akaike	-12.249
Bayes	-12.061
Shibata	-12.254
Hannan-Quinn	-12.173

Fuente: Banco de México (elaboración propia).

Como podemos apreciar, el componente de la estimación *dcca1* nos indica que la volatilidad del tipo de cambio sobre el IPI es muy baja y, prácticamente, inexistente en el corto plazo. En la estimación del *dccb1*, que nos indica la persistencia de la volatilidad del tipo de cambio sobre el IPI en el largo plazo, es significativa con un *alfa=0.01*. En el largo plazo, la persistencia de la volatilidad es mayor; sin embargo, en la Gráfica 30 observamos que el tamaño de dicha correlación es muy pequeño, es el más pequeño observado en los tres índices que analizamos. Los picos máximos de la correlación rondan el -0.1911621; además, en promedio, la correlación es negativa, lo que indica que, a mayor volatilidad del tipo de cambio, menores son las presiones inflacionarias sobre el IPP.

Gráfica 30. Correlación dinámica entre el tipo de cambio y el Índice de Precios de Importación (IPI)



Fuente: Banco de México (elaboración propia).

En nuestra última estimación (Tabla 12) modelamos el MGARCH incluyendo todas las series de los índices, cada uno respectivamente con su modelo de la media, como lo hicimos en el ejercicio anterior, donde se modeló cada índice por separado. *dcca1* es la persistencia de la volatilidad del tipo de cambio sobre el IPI, IPP e INPC en el corto plazo, y *dccb1* es la persistencia de la volatilidad del tipo de cambio sobre el

IPI, IPP e INPC en el largo plazo. En ambos casos observamos que la persistencia de la volatilidad es significativa con un *alfa=0.01*, pero los coeficientes son muy bajos (0.09 corto plazo y 0.41 largo plazo); además, es congruente con las estimaciones anteriores, ya que en todos los índices se observó que la persistencia en el largo plazo era mayor y estadísticamente significativa.

Tabla 12. MGARCH Fit

MGARCH Fit

Optimal Parameters	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>|t|)
[TC].mu	0.001616	0.002972	0.54361	0.586708
[TC].ma1	0.337744	0.101634	3.32314	0.00089
[TC].omega	0.000678	0.000234	2.8954	0.003787
[TC].alpha1	0.145585	0.342558	0.42499	0.670842
[INFC].mu	0.00225	0.000751	2.99639	0.002732
[INFC].ar1	1.522197	0.03982	38.22668	0.000000
[INFC].ar2	-0.60136	0.024835	-24.2148	0.000000
[INFC].ar3	0.051226	0.039987	1.28106	0.200173
[INFC].ar4	-0.09443	0.095202	-0.99193	0.321232
[INFC].ar5	0.121263	0.055957	2.16705	0.030231
[INFC].ma1	-1	0.000242	-4131.12	0.000000
[INFC].omega	0.000009	0.000000	6891.85	0.000000
[INFC].alpha1	0.043759	0.091694	0.47724	0.633195
[INFP].mu	0.003953	0.000494	8.00228	0.000000
[INFP].ar1	0.376058	0.086745	4.33523	0.000015
[INFP].ar2	-0.11399	0.090913	-1.25384	0.209901
[INFP].omega	0.000023	0.000003	6.77447	0.000000
[INFP].alpha1	0.018223	0.082194	0.22171	0.824540
[INFIM].mu	0.0032	0.000894	3.57903	0.000345
[INFIM].ar1	0.281222	0.078072	3.60209	0.000316
[INFIM].ar2	0.376812	0.041751	9.02529	0.000000
[INFIM].omega	0.000015	0.000000	230.4277	0.000000
[INFIM].alpha1	0.308023	0.122194	2.52077	0.011710

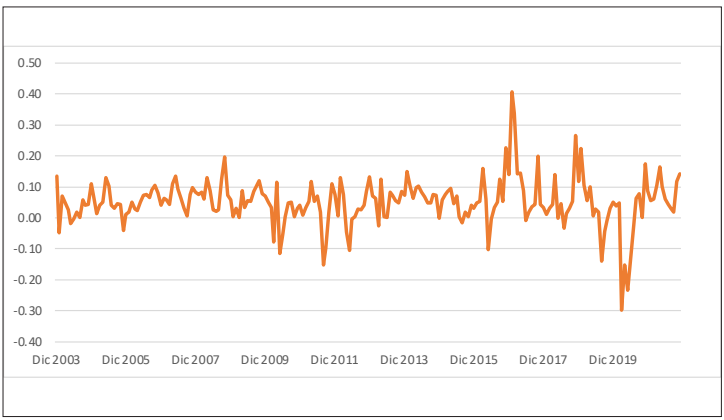
▶ MGARCH Fit

Optimal Parameters	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>|t|)
[Joint]dcca1	0.090607	0.019676	4.60486	0.000004
[Joint]dccb1	0.411078	0.142632	2.88208	0.003951

Information Criteria	
Akaike	-29.165
Bayes	-28.681
Shibata	-29.200
Hannan-Quinn	-28.969

Fuente: Banco de México (elaboración propia).

Gráfica 31. Correlación dinámica entre el tipo de cambio, el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC), Índice de Precios al Productor (IPP) e Índice de Precios de Importación (IPI)



Fuente: INEGI, Banco de México (elaboración propia).

En resumen, se puede afirmar que sí existe una asociación entre los choques de la volatilidad del tipo de cambio, los cuales se asocian de manera positiva con los choques de inflación (a mayor volatilidad, mayor traspaso); pero dicha asociación, a pesar de ser estadísticamente significativa en el largo plazo, es muy pequeña, ya que, en promedio, la correlación dinámica es aproximadamente 0.051 (máximos de 0.40 y mínimos de -0.30). Lo antes mencionado se aprecia en la Gráfica 31.

Modelos VARMA

Los modelos VARMA (vectores autorregresivos con media móvil) son un tipo de modelos utilizados para analizar la relación entre múltiples variables interdependientes en una serie de tiempo; estos modelos son una combinación de modelos VAR y modelos MA (media móvil). En un modelo VARMA se utiliza una serie de tiempo multivariante para predecir los valores futuros de cada variable, mientras que también se toman en consideración las influencias de las variables exógenas y los errores de predicción. La estructura del modelo VARMA se compone de dos partes: la parte autorregresiva (AR) y la parte de media móvil (MA). La parte AR modela la relación entre las variables en función de sus valores pasados, mientras que la parte MA modela la relación entre las variables y los errores de predicción.

Una serie de tiempo de k-dimensiones z_t es un proceso de vectores autorregresivos con media móvil *VARMA (p,q)* si

$$\phi(B) = z_t = \phi_0 + \theta(B)a_t \quad (32)$$

Donde ϕ_0 es un vector de constantes; $\phi(B) = I_k - \sum_{i=1}^{p} \phi_i B^i$ y $\theta(B) = I_k - \sum_{i=1}^{q} \theta_i B^i$ son dos matrices de polinomios; y a_t es una secuencia de vectores idénticos e independientes distribuidos aleatoriamente con media cero y matriz de covarianza definida positiva Σa.

En la ecuación (32) necesitamos un par de condiciones adicionales:

$\phi(B)$ y $\theta(B)$ son coprimos por la izquierda, esto es, si $u(B)$ es un factor común por la izquierda de $\phi(B)$ y $\theta(B)$, entonces $|u(B)|$ es una constante distinta de cero. La matriz polinomial $u(B)$ es llamada matriz unimodular. En teoría, $u(B)$ es unimodular si y sólo si $u^{-1}(B)$ existe y es una matriz polinomial (de grados finitos).

El MA de orden q es lo más pequeño posible y el AR de orden p es lo más pequeño posible para que q, y las matrices

ϕ_p (con $p>0$) y θ_q (con $q>0$) satisfagan la condición de que el rango de la matriz conjunta $[\phi_p, \theta_q]$ sea k, la dimensión de z_t.

Estas dos condiciones son suficientes para que un modelo VARMA sea identificable. En la literatura, estas condiciones son conocidas como "identificabilidad de bloques". La condición (1) es fácil de comprender, ya que cualquier factor común izquierdo no unimodular entre $\phi(B)$ y $\theta(B)$ puede cancelarse para reducir el orden p y q. La condición es discutida en Dunsmuir y Hannan (1976). Se puede refinar considerando los grados de la columna de $\phi(B)$ y $\theta(B)$ en lugar de los grados generales p y q.

Conclusiones

Los resultados nos muestran que, aunque el tipo de cambio incide en los precios de importación, y analizando la repercusión en el siguiente nivel de la cadena (precios al productor), su impacto se diluye conforme avanza en la cadena de precios, resultando marginal al nivel del consumidor final. Intuitivamente, pensamos que la apertura económica no es un factor que comprometa el nivel de precios de los alimentos en México, aunque esto requeriría una mayor investigación al incluir el periodo previo al año 2003. Esto indica que los determinantes internos del sector agrícola tienen un papel preponderante en la dinámica de precios, por encima de los factores derivados del comercio internacional. En futuros estudios, sería valioso incluir la balanza comercial agroalimentaria o desagregar el IGAE para diferenciar los sectores más sensibles a la volatilidad cambiaria.

Como lo anticipamos en el inicio de este documento, los modelos VAR, que son los modelos aceptados y comúnmente utilizados en la literatura del traspaso del tipo de cambio a precios, proporcionan evidencia limitada sobre este mecanismo; por ejemplo, en nuestra estimación, solo el INPC resultó ser estadísticamente significativo, mientras que el IPP

y el IPI no lo fueron en ninguno de los dos periodos rezagados de nuestro modelo. Las funciones de impulso-respuesta muestran que los choques del tipo de cambio afectan los precios en el corto plazo (hasta el tercer mes, en promedio), pero, posteriormente, tienden a disiparse. Estos hallazgos refuerzan la idea de que los modelos VAR, al asumir que solo los choques contemporáneos tienen impacto estructural, podrían no capturar completamente la dinámica subyacente del traspaso cambiario, y esto deja la puerta abierta para analizar la probabilidad de que la volatilidad de las series presente algún tipo de correlación.

En esta investigación también analizamos los modelos MGARCH, y en estas estimaciones encontramos que la volatilidad del tipo de cambio es persistente y estadísticamente significativa en el largo plazo, aunque solo en el IPP resultó ser persistente en el corto plazo. Además, la correlación dinámica mostro que, en promedio, esta relación es positiva; es decir, que la mayor volatilidad es acompañada por presiones inflacionarias, aunque en magnitud son pequeñas. El presente estudio subraya la necesidad de emplear metodologías más sofisticadas que los VAR para capturar la naturaleza endógena y dinámica del traspaso del tipo de cambio a los precios. En este sentido, los modelos VARMA emergen como una alternativa prometedora, ya que incorporan explícitamente rezagos en los componentes estocásticos y permiten explorar mecanismos distintos a los modelos tradicionales. Futuras investigaciones podrían beneficiarse del uso de modelos de corrección de errores (VECM) para capturar relaciones de largo plazo, o de enfoques estructurales como los modelos SVAR, que permitirían identificar la causalidad en el mecanismo de transmisión. Asimismo, los modelos de cambio de régimen tipo *Markov-Switching* podrían ser útiles para caracterizar escenarios de alta y baja volatilidad en los mercados de divisas y su efecto en los precios internos.

El presente trabajo logra evidenciar la existencia de un mecanismo que describe una correlación dinámica entre la

volatilidad del tipo de cambio y el nivel de precios en México; de aquí surge reconocer que la literatura se queda corta al intentar explicar este mecanismo utilizando únicamente modelos VAR, ya que este proceso del traspaso es de mayor complejidad de lo que se menciona en la literatura pertinente. Por lo tanto, las inferencias que se derivan de la implementación de estos modelos son cuestionables e incompletas en su propósito de describir dicho mecanismo de trasmisión.

Este proceso presenta una mayor complejidad al ser altamente no lineal y deja en evidencia la necesidad de modelos más sofisticados que los VAR para describir y modelar su dinámica. Al haber encontrado evidencia de la relación de la volatilidad en el mecanismo de traspaso, intuitivamente, la estructura dinámica más acorde para estimar es la descrita por los modelos VARMA, e incluimos en nuestra investigación las condiciones para hacer este análisis en el futuro. Este modelo al menos incluye de manera explícita un componente rezagado del componente estocástico, lo que abre la puerta a un marco de análisis en la exploración de un mecanismo distinto del propuesto por los modelos VAR, que considera el impacto directo de los rezagos de los choques en el modelo estructural.

Si bien nuestro modelo ha permitido identificar la relación entre los precios de la canasta básica y la volatilidad cambiaria, es importante señalar que la naturaleza no lineal del método de estimación impidió la convergencia del modelo VARMA, lo que implica la necesidad de estudios adicionales para establecer causalidades con mayor precisión. Por lo antes mencionado, consideramos que la mención de estimar un modelo VARMA es otra contribución del presente trabajo, ya que sugiere que los modelos tradicionales de series de tiempo multivariados pueden ser insuficientes para realizar inferencias precisas y confiables sobre este mecanismo de traspaso. Agradecemos las valiosas sugerencias del árbitro ciego, que han contribuido significativamente a fortalecer este estudio, y a delinear futuras líneas de investigación en este ámbito.

Desde una perspectiva de política pública, los resultados de esta investigación resaltan la importancia de diseñar mecanismos de mitigación ante episodios de alta volatilidad cambiaria, particularmente, para proteger el poder adquisitivo de los sectores más vulnerables. La evidencia encontrada sugiere que, dado el papel limitado del tipo de cambio en la formación de precios al consumidor, las estrategias de estabilización deben centrarse en factores internos del sector agroalimentario, como la eficiencia en la producción y distribución de alimentos. Adicionalmente, el fortalecimiento de mercados de futuros y coberturas cambiarias podría ser una herramienta clave para reducir la incertidumbre en la transmisión de choques externos.

Fuentes de consulta

Bibliografía

Alba Vega, C. (2003). México después del TLCAN. El impacto económico y sus consecuencias políticas y sociales. *El Colegio De Mexico*, *43*(1), 141-191. Recuperado de http://www.jstor.org/stable/27739168.

Albuquerque, C. R. & Portugal, M. (2005). *Exchange rate and inflation: a case of sulkiness of volatility*.

Baqueiro Cárdenas, A., Díaz de León Carrillo, A. & Torres García, A. (2003). ¿Temor a la Flotación o a la Inflación? La Importancia del "Traspaso" del Tipo de Cambio a los Precios. *Dirección General de Investigación Económica-BANCO DE MÉXICO*.

Barone-Adesi, G. & Yeung, B. (1990). Price flexibility and output volatility: the case for flexible exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, *9*, 276-298.

Baxter, M. & Stockman, A. (1988). Business cycle and the exchange rate system: some international evidence. *NBER, working papers*(2689).

Bera, A. K. & Kim, S. (2002). Testing Constancy of Correlation and Other Specifications of the BGARCH Model with an Application to International Equity Returns. *Journal of Empirical Finance, 9*(2), 171-195.

Bleaney, M. & Fielding, D. (2002). Exchange rate regimes, inflation and output volatility in developing countries. *Journal of Development Economics, 68*, 233-245.

Bobai, F. D. Ubangida, S. & Umar, Y. (2013). An assessment of exchange rate volatility and inflation in Nigeria. *Journal of Emerging Issues in Economics, Finance and Banking, 1*(4), 321-340.

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. J*ournal of Econometrics, 31*, 307-327. Recuperado de https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1.

Bollerslev, T. (1990). Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized Arch Model. *The Review of Economics and Statistics,* 498-505. Recuperado de: https://doi.org/10.2307/2109358.

Brooks, C. (2019). *Introductory Econometrics for Finance* (Fourth ed.). New York: Cambridge University Press.

Cabrera, S. (2015). Las reformas en México y el TLCAN. *Revista Problemas del Desarrollo, 46*(180). Recuperado de https://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0301703620150001000005.

Calvo, G. A. & Reinhart, C. (2000). Fear of floating. *NBER Working Paper Series*(7993).

Capistran, C., Ibarra, R. & Ramos Francia, M. (2012). El traspaso de movimientos del tipo de cambio a los precios. Un análisis para la economía mexicana. *El Trimestre Económico, 79*(316), 813-838. Recuperado de: https://doi.org/10.20430/ete.v79i316.77.

Castañeda-Silerio, J. A. (2023). *El traspaso de la volatilidad del tipo de cambio a los precios del consumidor en México (2003-2021).* Ciudad Juárez, Chihuahua, México:

Universidad Autónoma de Ciudad Juárez (Asesores: Juan Medina y Cely Ronquillo).

Conesa, A. (1998). Pass-Through del Tipo de Cambio y del Salario: Teoría y evidencia para la Industria Manufacturera en México. *Banco de México, Documento de Investigación*(9803).

Cortés Espada, J. F. (2013). Estimación del traspaso del tipo de cambio a los precios en México. *Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.*

Dixit, A. (1989). Hysteresis, import penetration, and Exchange Rate Pass-Through. *The Quarterly Journal of Economics, 104*(2), 205-228. Recuperado de http://www.jstor.org/stable/2937845.

Engel, C. & Rogers, J. (2001). Deviations from purchasing power parity: causes and welfare costs. *Journal of International Economics, 55*, 29-57.

Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. *Journal of Business & Economic Statistics, 20*(3), 339-350.

Flood, R., & Rose, A. (1995). Fixing exchange rates A virtual quest for fundamentals. *Journal of Monetary Economics, 36*(1), 3-37.

Francq, C. & Zakoian, J.-M. (2019). *GARCH Models: Structure, Statistical Inference and Financial Applications* (2nd ed.). New Jersey: John Wiley & Sons. Recuperado de: doi: ISBN 9781119313564.

Ghosh, A., Gulde, A.-M. & Ostry, J. (1997). Does the Nominal Exchange Rate Regime Matter? *NBER Working Papers*(5874).

Goldberg, P. K. & Knetter, M. M. (1997). Goods Prices and Exchange Rates: What have learned? *Journal of Economic Literature, 35*, 1243-1272.

Guillermo Peón, S. B. & Rodríguez Brindis, M. A. (2014). Analyzing the Exchange Rate Pass-through in Mexico:

Evidence Post Inflation. *Ensayos sobre Política Económica, 32*(74), 18-35.

Hernández Laos, E. (2000). Productividad y empleo en la apertura económica de México. *El Trimestre Económico, 0*(265), 121-153.

Jongrim Ha, M., Stocker, M. & Yilmazkuday, H. (2020). Inflation and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance, 105*(C). Recuperado de: https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102187.

Krugman, P. (1986). Pricing to market when the exchange rate changes. *NBER Working Paper Series(1926).*

Krugman, P. (1988). *Exchange-Rate Instability*. Cambridge, MA.: The MIT Press.

McCallum, B. & Nelson, E. (1999). Nominal income targeting in an open-economy optimizing model. *Journal of Monetary Economics, 43*(3), 553-578.

McCarthy, J. (2007). Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. *Eastern Economic Journal, 33*(4), 511-537. Recuperado de https://www.jstor.org/stable/20642375.

Miller, S. (2002). Estimación del Pass-Through del Tipo de Cambio a Precios: 1995-2002. *Estudios Económicos, Banco Central de Reserva del Perú.*

Obstfeld, M. (1982). Aggregate Spending and the Terms of Trade: Is There a Laursen-Metzler Effect? *The Quarterly Journal of Economics, 97*(2), 251-270.

Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1995). The Mirage of Fixed Exchange Rates. *The Journal of Economic Perspectives, 9*(4), 73-96.

Obstfeld, M. & Rogoff, K. (2000). The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause? *NBER working papers*(7777). Recuperado de: doi:10.3386/w7777

Osabuohien, E., Obiekwe, E., Urhie, E. & Osabohien, R. (2018). Inflation rate, exchange rate volatility and exchange

rate pass-through nexus the Nigerian experience. Journal of Applied Economic Sciences, *13*(2), 574-585.

Rogoff, K. & Feldstein, M. (2001). Perspectives on Exchange Rate Volatility. En M. Feldstein, *International Capital Flows* (pp. 441-453). Chicago: University of Chicago Press and NBER.

Santaella, J. A. (2002). El traspaso inflacionario del tipo de cambio, la paridad del poder de compra y anexas: la experiencia mexicana. *ITAM*.

Smith, C. E. (1999). Exchange rate variation, commodity price variation and the implications for international trade. *Journal of International Money and Finance, 18*(3), 471-491.

Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review, 44*(7), 1389-1408.

Tse, Y. K. (2000). A test for constant correlations in a multivariate GARCH model. *Journal of Econometrics, 98*(1), 107-127.

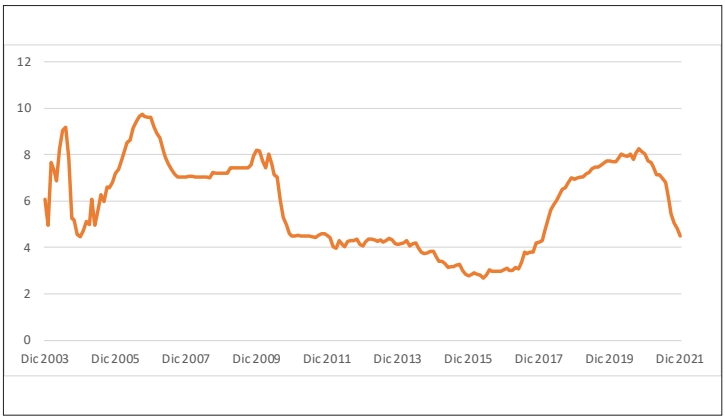
Tse, Y. K. & K.C. Tsui, A. (2002). A Multivariate GARCH Model with Time-Varying Correlations. *Journal of Business and Economic Statistics, 20*, 351-362.

Wei, S.-J. & Parsley, D. (1995). Purchasing Power Disparity During the Floating Rate Period: Exchange Rate Volatility, Trade Barriers and Other Culprits. *NBER Working Papers*(5032).

Apéndice

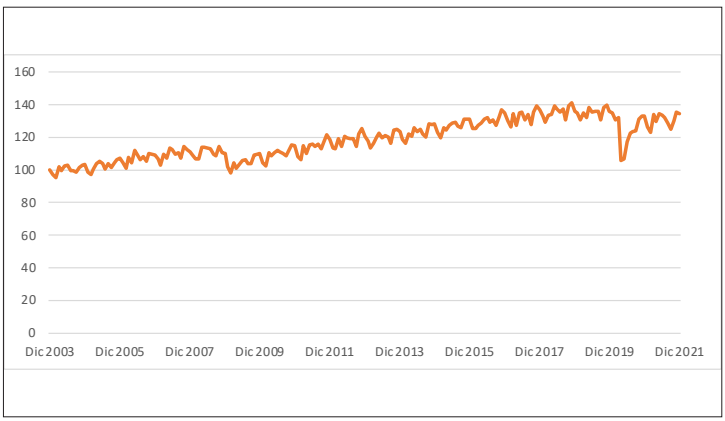
Gráficos

Gráfica 32. Tasa de interés de CETES a 28 días



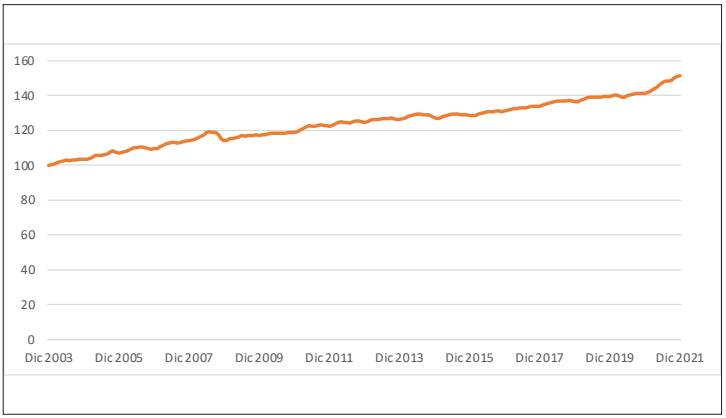
Fuente: Banco de México (elaboración propia).

Gráfica 33. Indicador Global de Actividad Económica (IGAE)



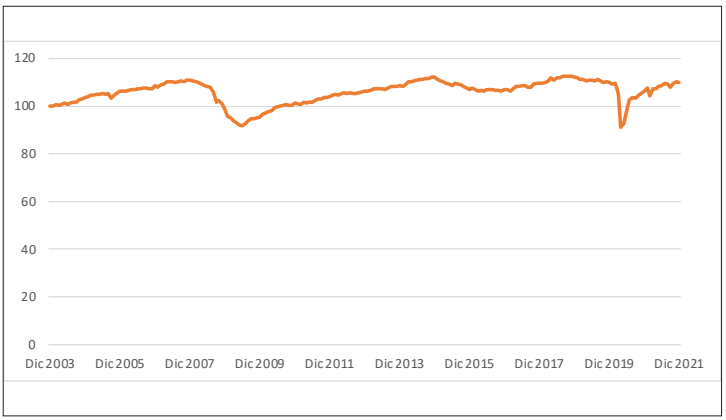
Fuente: Banco de México (elaboración propia).

Gráfica 34. Índice de Precios al Consumidor de Estados Unidos



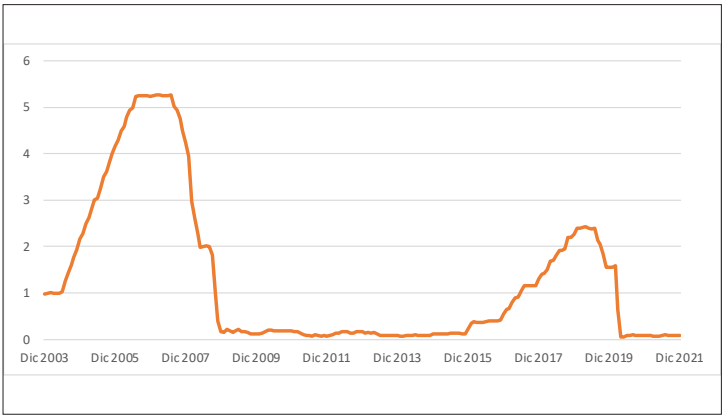
Fuente: U.S. Bureau of Labor Statistics (elaboración propia).

Gráfica 35. Índice de Producción Industrial de Estados Unidos



Fuente: St. Louis Federal Reserve (elaboración propia).

Gráfica 36. Tasa de interés de la Reserva Federal



Fuente: St. Louis Federal Reserve (elaboración propia).

Gráfica 37. Índice global de materias primas calculado por el Fondo Monetario Internacional (FMI)



Fuente: Fondo Monetario Internacional (elaboración propia).

Identificación en modelos VARMA

A diferencia de los modelos VAR o VMA, los modelos VARMA encuentran el problema de la identificación. Considere el proceso vector lineal:

$z_t = \mu + \Sigma_{i=0}^{\infty} \psi_i a_{t-i}$ (33)

Donde $\psi_0 = I_k$, y $\{a_t\}$ es una secuencia de vectores aleatorios de variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas (*iid*) con media cero y matriz de covarianza definida positiva Σ_a. Se dice que un modelo VARMA está identificado si sus matrices de polinomios $\phi(B)$ y $\theta(B)$ están únicamente determinadas por sus matrices de peso ψ_i en la ecuación (33). Existen casos donde múltiples pares de polinomios matriciales AR y MA dan lugar a matrices ψ_i idénticas, en estos casos se debe tener cuidado para comprender la estructura del modelo subyacente.

La representación MA de un modelo VARMA (p, q) puede ser utilizada para obtener las funciones de impulso respuesta de z_t o para realizar la descomposición del error de la varianza para predecir z_t. Las funciones de impulso-respuesta de un modelo VARMA ajustado se pueden obtener mediante una transformación ortogonal de las innovaciones.

Función de verosimilitud de un modelo VARMA

La función de verosimilitud de un modelo VARMA es una medida de la probabilidad de observar los datos de la serie de tiempo dados los parámetros del modelo. Esta función se utiliza para estimar los parámetros desconocidos del modelo a partir de los datos observados de las series de tiempo y se puede expresar como la probabilidad conjunta de las observaciones de todas las variables en las series del modelo dadas las observaciones pasadas.

La estimación de un modelo VARMA puede realizarse utilizando el método condicional: *función de verosimilitud condicional.*

Por lo tanto, la función de verosimilitud condicional de los datos es:

$$l(\beta, \Sigma_a; Z) = -\frac{T}{2} loglog\,(|\Sigma_a|) - \frac{1}{2}\Sigma_{t=1}^{T} a_t' \Sigma_a^{-1} a_t$$

$$= -\frac{T}{2} loglog\,(|\Sigma_a|) - \frac{1}{2} A'(I_T \otimes \Sigma_a^{-1}) A \quad (21)$$

Donde $\beta = vec[\phi_1, \ldots, \phi_p, \theta_1, \ldots, \theta_q]$ denota el vector de los parámetros AR y MA del modelo, l representa la función de verosimilitud. La función exacta de verosimilitud puede ser escrita como:

$$L(\beta; Z) = |\Sigma|^{-(T+q)/2} |Q|^{-1/2} |\Delta|^{-1/2} \times \exp\left\{-\frac{1}{2} W' \left[\Omega^{-1} - \Omega^{-1} P Q^{-1} P' \Omega^{-1}\right] W\right\} \quad (22)$$

La forma cuadrática en el exponente de la ecuación (22) se puede reescribir como:

$$Z' \Gamma_Z^{-1} Z = W' \Omega^{-1} W - \hat{U}_0' Q \hat{U}_0 \quad (23)$$

Donde $\hat{U}_0 = Q^{-1} P' \Omega^{-1} W$ es la estimación de los datos de la muestra.

Universidad de Guanajuato

Dra. Claudia Susana Gómez López
Rectora General

Dr. Salvador Hernández Castro
Secretario General

Dra. Diana del Consuelo Caldera González
Secretaria Académica

Dra. Graciela Ma. de la Luz Ruiz Aguilar
Secretaria de Gestión y Desarrollo

Dra. Elba Margarita Sánchez Rolón
Coordinadora General del Programa Editorial Universitario

Análisis de las fluctuaciones de los precios en la canasta básica en México por la influencia del tipo cambiario (2003-2022)
terminó su tratamiento editorial en el mes de agosto de 2026.
En su composición se utilizó la fuente tipográfica Crimson Text de 8, 9, 11.5, 12, 14, 18 y 21 puntos.
El cuidado de la edición estuvo a cargo de Jaime Romero Baltazar y Fabiola Correa Rico.