Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2019-16

Traspaso No Lineal del Tipo de Cambio en México

Jorge Jaramillo Rodríguez
Banco de México

Luis Alberto Pech Moreno
Banco de México

Claudia Ramírez
Banco de México

David Sanchez-Amador
Banco de México

Noviembre 2019

Documento de Investigación
2019-16

Working Paper
2019-16

Nonlinear Exchange Rate Pass-Through in Mexico*

Jorge Jaramillo Rodríguez†
Banco de México

Luis Alberto Pech Moreno‡
Banco de México

Claudia Ramírez§
Banco de México

David Sanchez-Amador**
Banco de México

Abstract: This paper aims to investigate if the exchange rate pass-through (ERPT) to consumer prices follows a nonlinear behavior in Mexico. To look for nonlinearities, we employ a Threshold VAR approach (TVAR). The threshold allows us to differentiate regimes of "high" or "low" depreciation and the effect of exchange rate movements onto prices in each of these regimes. Our results suggest the existence of nonlinearities in Mexico only for the merchandise inflation measure, including the food and non-food subindices, with an estimated threshold that varies from an annual depreciation rate of 7.20 to 7.30 percent. Even though we find that these ERPT coefficients differ between regimes from a statistical point of view, the effect over headline inflation is small. Our results are consistent with the consolidation of a low ERPT in Mexico.
Keywords: Exchange-Rate Pass-through, Threshold VAR, Inflation, Foreign Exchange.
JEL Classification: C32, E31, F31.

Resumen: El objetivo del documento es investigar si el traspaso de las variaciones del tipo de cambio a los precios muestra un comportamiento no lineal en México. Para analizar dicha relación, se emplea un modelo de Vectores Autorregresivos con umbral (TVAR, por sus siglas en inglés). El umbral permite diferenciar regímenes de "elevada" o "baja" depreciación y el efecto de los movimientos del tipo a los precios en cada uno de esos regímenes. Los resultados sugieren la existencia de no linealidades en México para la inflación de mercancías y sus dos subíndices, con un umbral que varía entre una tasa de depreciación anual de 7.20 a 7.30%. A pesar de que se encuentran diferencias en los coeficientes de traspaso en los dos regímenes desde un punto de vista estadístico, el efecto en la inflación general es pequeño. Los resultados son consistentes con la consolidación de un bajo traspaso cambiario en México.
Palabras Clave: Elasticidad de Traspaso, VAR con umbral, Inflación, Tipo de cambio.

*The authors would like to thank Ana María Aguilar, Daniel Chiquiar, Daniel Sámano and Josué Cortés for their useful comments and insights. We also thank the comments made during the XXIII Annual Meeting of the Central Bank Researchers Network in Mexico City.
† Dirección General de Investigación Económica, Banco de México. Email: jjaramillo@banxico.org.mx.
‡ Dirección de Estudios Económicos. Email: lpechm@banxico.org.mx.
§ Dirección General de Estabilidad Financiera, Banco de México. Email: claudia.ramirez@banxico.org.mx.
** Dirección de Estudios Económicos. Email: david.sanchez@banxico.org.mx.

1. Introducción

El tipo de cambio real es una de las principales y más eficientes variables de ajuste en una economía abierta, como lo es la mexicana. En particular, dados los choques que tienden a afectar las cuentas externas del país, los ajustes en el tipo de cambio real conducen a cambios en los precios relativos de bienes comerciables en comparación a los no comerciables. Estos cambios, a su vez, conducen a ajustes en la composición del gasto y la producción en la economía y, por lo tanto, se mitigan los efectos de estos choques en la actividad económica.

Desde los años noventa, muchos países han consolidado un entorno de baja inflación con un menor traspaso de movimientos del tipo de cambio a la inflación. La baja inflación por sí misma pudo ser un factor que llevó a la reducción del traspaso del tipo de cambio o a un menor poder de fijación de precios para las empresas.[1] Sin embargo, dado el rol que ha tenido el tipo de cambio real como variable absorbente de los choques, y a pesar de las bajas tasas de inflación registradas en muchas economías emergentes, los bancos centrales, particularmente en economías pequeñas y abiertas con tipo de cambio flexible, deben seguir de cerca el impacto del tipo de cambio sobre la inflación. En este sentido, el análisis de la relación entre el tipo de cambio y la inflación continúa estando en primer plano para la conducción de política monetaria, especialmente bajo regímenes de objetivos de inflación donde el tipo de cambio es uno de los canales de transmisión de la política monetaria.

En años recientes, particularmente después de la caída pronunciada en los precios del petróleo, algunos tipos de cambio de economías emergentes se depreciaron severamente en periodos muy acotados. En particular, el peso mexicano se depreció alrededor de 39 por ciento durante la caída de los precios del petróleo que tuvo lugar desde finales de 2014 hasta principios de 2016. Dada la magnitud de estos cambios, ha ganado relevancia el tema de una potencial dinámica no lineal en el traspaso del tipo de cambio real a la inflación. En la literatura se ha señalado que episodios de depreciación extrema del tipo de cambio pueden llevar a diferentes niveles de traspaso, como los resultados presentados en Caselli y Roitman (2016), y Bussiere (2013). Por este motivo, este trabajo pretende indagar si el traspaso del tipo de cambio (*exchange rate pass-through*, ERPT) a los precios de consumo siguen un comportamiento no lineal en México.

Aunque algunos estudios han documentado que el traspaso de los ajustes del tipo

[1] Ver Taylor (2000).

de cambio hacia la inflación en México ha sido bajo desde la adopción del régimen de objetivos de inflación, hasta donde hemos encontrado, las no linealidades no han sido exploradas hasta el momento. Por ejemplo, Capistrán et al. (2012), Cortés (2013), y Kochen y Sámano (2016) emplean modelos lineales.

En este documento estimamos los coeficientes del traspaso del tipo de cambio para la economía mexicana desde un enfoque no lineal. El marco de referencia es un modelo de Vectores Autorregresivos con Umbral (TVAR, por sus siglas en inglés), de acuerdo con Afonso et al. (2018), Balke (2000) y Li and St-Amant (2010). A diferencia del VAR lineal, esta metodología permite identificar si existen diferentes coeficientes del traspaso dependiendo de si la economía enfrenta un entorno de "baja" o "alta" depreciación. Lo que define a un entorno de "baja" o "alta" depreciación depende de cómo responde la inflación a un choque del tipo de cambio y a la magnitud de la depreciación; esto es, cuando el traspaso del tipo de cambio a la inflación cambia a partir de un determinado nivel de depreciación. En este ejercicio, el valor del umbral del tipo de cambio que distingue entre regímenes se estima endógenamente en el modelo. Incluso si consideramos un régimen de depreciación "baja" o "alta", el modelo podría haber seleccionado una tasa de apreciación como valor del umbral que podría resultar en un régimen de apreciación "bajo" y "alto". Otra posibilidad podría haber sido una variación del tipo de cambio de cero como valor umbral; en este caso, tendríamos regímenes de "apreciación" y "depreciación". Consideramos esta característica de la metodología como una ventaja, dado que el modelo pudo haber seleccionado todas las opciones mencionadas.

Para estimar el modelo empleamos las variables estándar que se utilizan al modelar economías pequeñas y abiertas: un indicador de la actividad económica, la inflación, la tasa de interés de referencia y el tipo de cambio nominal. Para considerar posibles diferencias en los coeficientes del traspaso del tipo de cambio entre los distintos indicadores de inflación, analizamos la inflación general, la subyacente, la de mercancías, la de servicios, entre otras.

Nuestros resultados sugieren que las no linealidades se encuentran únicamente en la inflación de mercancías, y en sus subíndices de mercancías alimenticias y no alimenticias. El resultado era de esperarse ya que muchos bienes comerciables se encuentran en este componente. Particularmente, cuando la economía enfrenta un entorno de baja depreciación, es decir, cuando la tasa de depreciación es menor que el umbral estimado, el traspaso de una depreciación adicional de 1 punto porcentual incrementa la inflación de mercancías en 0.08 puntos porcentuales después de 12 meses; mientras que en el contexto de alta depreciación la inflación de mercancías se incrementa en 0.11 puntos porcentuales. Por su parte, 24 meses después del choque, los coeficientes del traspaso se incrementan a 0.17 y 0.24 puntos porcentuales en los regímenes de baja y alta depreciación, respectivamente. A pesar de que, desde un punto de vista estadístico, se muestra que el grado del traspaso es distinto entre los dos regímenes para algunas medidas de inflación, la diferencia no parece afectar de manera significativa a la inflación general en el agregado. Sin embargo, es relevante notar que, de acuerdo con nuestros resultados, los cambios en los precios de las mercancías con respecto a otros bienes son mayores en un entorno de alta depreciación.

El documento está organizado de la siguiente manera: la sección 2 examina la literatura relacionada con las dinámicas del tipo de cambio y la inflación. Además, profundizamos en los trabajos que buscan explicar cuáles son las condiciones que conducen a las relaciones no lineales. La sección 3 desarrolla las dinámicas del tipo de cambio en México desde la adopción del régimen de objetivos de inflación y los trabajos que han analizado el traspaso del tipo de cambio para México. La sección 4 presenta el modelo TVAR, explicamos cómo se deriva la función impulso-respuesta no lineal, la estimación del traspaso del tipo de cambio, la selección del umbral, la prueba de no-linealidad y los resultados principales. Finalmente, la sección 5 concluye.

2. Revisión de literatura

La dinámica del traspaso del tipo de cambio ha sido ampliamente analizada y es de particular relevancia para los bancos centrales dadas sus implicaciones para la política monetaria.[2] Aunque la mayoría de la literatura existente emplea aproximaciones lineales para estimar los efectos de los movimientos del tipo de cambio en la inflación, algunos estudios han empleado aproximaciones no lineales.[3] La importancia de este tema radica en los problemas que pueden surgir cuando las relaciones no lineales están presentes, pero no son incorporadas en el análisis. Tomando las palabras de Bussiere (2013), si las no linealidades son fuertes, la inferencia que parte sólo de modelos lineales puede llevar a conclusiones engañosas.

Por no linealidades nos referimos a las diferentes respuestas de la inflación a ciertas variaciones en el tipo de cambio, como se explica en Caselli y Roitman (2016),

[2] Para más detalle, ver Campa y Goldberg (2002).

[3] Tunç (2017) revisa la literatura de traspasos del tipo de cambio real asimétricos en economías emergentes.

Bussiere (2013), Frankel et al. (2012), entre otros. Nos enfocaremos en un caso de no linealidades llamado efectos de umbral, los cuales ocurren cuando el traspaso del tipo de cambio a la inflación cambia a partir de cierto nivel de depreciación. Algunos estudios, que serán brevemente descritos más adelante, han analizado los efectos asimétricos de apreciación y depreciación del tipo de cambio sobre la inflación, pero bajo el enfoque de este estudio, las asimetrías son un caso especial de no linealidades; es decir, cuando el umbral es igual a cero, la inflación responde de distinta forma a una apreciación o depreciación. Una vez que hemos hecho esta distinción, la pregunta que surge es: ¿Por qué pueden surgir este tipo de no linealidades o asimetrías? Peltzman (2000) explica que la literatura estándar asume respuestas simétricas de los precios a cambios en los costos, a pesar de que este comportamiento no se sostiene siempre en la evidencia empírica. En este sentido, algunos autores han citado las razones que podrían estar detrás de las no linealidades o asimetrías.

Peltzman (2000) explica que los precios tienden a responder más rápidamente a un incremento del costo de un insumo, que a una disminución. Por lo tanto, los precios parecen ser rígidos a la baja. Bussiere (2013), Caselli y Roitman (2016), Frankel et al. (2012) explican como responden los precios de las exportaciones ante movimientos del tipo de cambio. De acuerdo con estas publicaciones, los exportadores obtienen competitividad en precios después de una depreciación del tipo de cambio. Las empresas exportadoras pueden ya sea mantener los precios de exportación sin cambios e incrementar la oferta de bienes, o aumentar los precios de sus exportaciones. Al respecto Pollard y Coughlin (2004) añaden que si las empresas están operando a su capacidad máxima, probablemente preferirán aumentar el precio de sus exportaciones. Por otro lado, si el tipo de cambio se aprecia, las empresas exportadoras deberían reducir el precio de sus exportaciones para mantener la competitividad en precios y su participación de mercado. Sin embargo, Bussiere (2013) resalta que cuando ocurre una apreciación significativa, las empresas no pueden reducir los precios de sus exportaciones al mismo ritmo que se aprecia el tipo de cambio porque existe un punto donde el margen de ganancias se vuelve negativo. Por lo tanto, el traspaso hacia los precios de las exportaciones es mayor cuando ocurren depreciaciones que cuando existen apreciaciones.

En cuanto a los efectos de umbral, Bussiere (2013) y Pollard y Coughlin (2004) consideran otro conjunto de supuestos que, si son añadidos a los anteriores, pueden explicar las no linealidades. En particular, bajo un contexto de costos de menú, las empresas podrían optar por cambiar sus precios cuando ocurren variaciones significativas del tipo de cambio y mantenerlos si son variaciones bajas. Las empresas también podrían mostrar este comportamiento si pueden cambiar sus costos, por ejemplo, sustituyendo entre insumos domésticos y nacionales dependiendo de los movimientos del tipo de cambio. Si pueden sustituir perfectamente los insumos domésticos y extranjeros, los precios podrían no cambiar en absoluto. Sin embargo, esto no siempre ocurre, por lo que, a partir de cierto umbral, se espera que la empresa cambie sus insumos para evitar que el precio aumente aún más.

Algunos de los autores que han analizado la relación entre el tipo de cambio y la inflación desde una perspectiva no lineal generalmente se han enfocado solamente en los precios de las importaciones y una economía. Sin embargo, hasta ahora no parece haber un enfoque particular que resuelva el problema. Por ejemplo, Herzberg et al. (2003) notaron que la apreciación que experimentó la libra esterlina en 1996 no se transmitió completamente hacia los precios de importación del Reino Unido, y una de las explicaciones que sugirieron fue la presencia de no linealidades. No obstante, a pesar de emplear diferentes metodologías -un modelo de umbral, un modelo *spline*, y un modelo autorregresivo de transición suave (STAR)- solo encontró evidencia limitada de la presencia de no linealidades y no encontró evidencia de efectos de umbral. Pollard y Coughlin (2004), empleando un modelo con variables dicotómicas, realizaron pruebas de no linealidad y asimetría en el traspaso del tipo de cambio con los precios de importación de los Estados Unidos de 30 industrias diferentes. Sus resultados muestran que cerca de la mitad de las industrias responden asimétricamente a cambios en el tipo de cambio. También encontraron que la magnitud de los movimientos del tipo de cambio parece estar positivamente correlacionada con el traspaso. En este sentido, Yang (1997) buscó asimetrías en los precios de importación de 98 industrias en los Estados Unidos. A través de estas variables dicotómicas, intentó identificar si el traspaso experimentó algún cambio estructural después de la caída del dólar estadounidense en 1985. Sus resultados mostraron evidencia mixta acerca de la estabilidad de los coeficientes del traspaso del tipo de cambio.

Otros autores también han analizado a grupos de países que incluyen economías avanzadas y en desarrollo; al tratar con estos grupos de países, el enfoque común para capturar las no linealidades o asimetrías ha sido a través de estimaciones que emplean datos panel con variables dicotómicas o con interacciones entre los términos. Por ejemplo, Frankel et al. (2012) se concentraron en el traspaso del tipo de cambio a ocho materias primas en 76 economías, y encontraron evidencia de efectos de umbral; sin embargo, sus resultados fueron en la dirección opuesta a la que esperaban.

También hicieron pruebas de asimetría, sus resultados sugieren una fuerte evidencia de su presencia. De manera similar, en un estudio para 124 economías, Carranza et al. (2009) realizaron pruebas de no linealidad y encontraron que el traspaso hacia los precios de los consumidores es menor cuando la depreciación es mayor. De acuerdo con su trabajo, este resultado puede explicarse por el efecto contractivo que tiene la depreciación sobre los balances contables y los costos financieros de las empresas. Además, entre más "dolarizada" se encuentre la economía, el efecto parece ser mayor. Por último, en un estudio para economías en desarrollo, Burstein et al. (2005) argumentan que las grandes caídas del tipo de cambio real que suceden después de las grades devaluaciones se explican en gran medida por el lento ajuste de los precios de bienes no comerciables; de acuerdo con sus resultados, esta relación puede cambiar dependiendo de la magnitud de la devaluación.

En un análisis más reciente, Bussiere (2013) realizó pruebas para identificar no linealidades y asimetrías en los países del G7 a través de un modelo lineal estándar aumentado con funciones polinomiales y variables categóricas interactivas. Se analizaron los precios de las importaciones y de las exportaciones, y se encontró evidencia de no linealidades y asimetrías, aunque con magnitudes distintas entre los países. Por su parte, Caselli y Roitman (2016) identificaron efectos de umbral en un panel de 28 economías emergentes empleando técnicas de proyección local.

La literatura estándar asume una respuesta lineal de la inflación a los movimientos del tipo de cambio; sin embargo, algunos autores muestran que respuestas no lineales pueden surgir bajo algunos supuestos. Ciertamente, se han realizado pocos estudios acerca de las no linealidades y no parece haber un enfoque en particular para analizar este fenómeno. No obstante, existe evidencia que sostiene que el traspaso no lineal del tipo de cambio no puede descartarse. Estos análisis se han enfocado en economías avanzadas y paneles de economías avanzadas y emergentes, pero se ha estudiado poco el caso de las economías pequeñas y abiertas, en donde el tipo de cambio es una de las principales variables de ajuste a los choques, como sucede en el caso de México.

En la siguiente sección revisamos la dinámica reciente del tipo de cambio en México y algunos trabajos que han estimado el traspaso del tipo de cambio para este país empleando enfoques lineales.

3. La dinámica del tipo de cambio y del traspaso en México

En los últimos veinte años, los mercados de divisas y de renta fija se han desarrollado de forma considerable en México. De igual manera, la autonomía del Banco Central[4] y diversas políticas económicas que se implementaron en las últimas décadas como: i) la adopción de un régimen de tipo de cambio flotante, ii) la adopción de un régimen de objetivos de inflación, iii) una mayor disciplina fiscal, y iv) una regulación financiera adecuada, contribuyeron a fortalecer el marco macroeconómico del país y a generar un ambiente de certidumbre y confianza que, a su vez, condujo al desarrollo de los mercados financieros nacionales.[5] En particular, el mercado cambiario ha ganado relevancia en el contexto internacional y el peso mexicano se ha posicionado como una de las monedas más negociadas a nivel mundial, como señala el BIS.[6] Bajo estas circunstancias, el peso mexicano ha registrado diversos episodios de elevada volatilidad y tasas de depreciación, asociadas con factores tanto internos como externos.

Desde marzo del 2002 a principios del 2003, el tipo de cambio nominal se depreció cerca de 20 por ciento. En aquel momento, la economía global se encontraba bajo elevados niveles de incertidumbre debido al escenario geopolítico que eventualmente llevó a la guerra de Irak. Este entorno condujo a una reducción de la confianza de los inversionistas y de los consumidores en todo el mundo, y estas preocupaciones afectaron a los mercados financieros internacionales. En cuanto a los factores internos, durante este periodo surgieron algunas inquietudes que añadieron presiones al peso relacionadas a la competitividad del país como resultado de la falta de acuerdos acerca de la agenda de reformas estructurales del gobierno.

Desde agosto del 2008 hasta marzo del 2009, el tipo de cambio nominal se depreció cerca de 30 por ciento, ya que desde el inicio de la crisis financiera global la volatilidad en los mercados financieros internacionales y la incertidumbre en el panorama de la economía mundial afectó a la economía mexicana, a pesar de que el sistema bancario

[4]La autonomía del Banco de México fue otorgada por una reforma constitucional que entró en vigor el 1 de abril de 1994.

[5]Ver, por ejemplo: Sidaoui y Ramos-Francia (2008).

[6]De acuerdo con la última Encuesta Trianual de Bancos Centrales en divisas y mercados de derivados OTC, publicada por el Banco de Pagos Internacionales (BIS, por sus siglas en inglés), en 2019 el peso mexicano se ubicó en el lugar número 15 dentro de 35 monedas de economías avanzadas y emergentes. Además, el peso mexicano se mantuvo como la segunda moneda más negociada dentro de las monedas de economías emergentes, únicamente detrás del renminbi chino.

mexicano no se vio afectado. El entorno global de aversión al riesgo y la reducción de la liquidez global también afectó a los precios de los activos. La percepción de bajo riesgo de los activos gubernamentales denominados en dólares estadounidenses llevó a una apreciación del dólar, lo que contribuyó a la depreciación del peso. Para el peso mexicano vino una depreciación adicional causada por la percepción de que el país podría tener problemas de financiamiento de su déficit en cuenta corriente.[7]

Durante 2011 y 2012, las preocupaciones generadas por el deterioro de la situación de Grecia y su posible contagio a otras economías europeas causaron un aumento de la volatilidad en los mercados internacionales. Debido a un entorno de bajo apetito por riesgo, el peso mexicano se depreció. Este comportamiento fue observado tanto en economías avanzadas como emergentes.

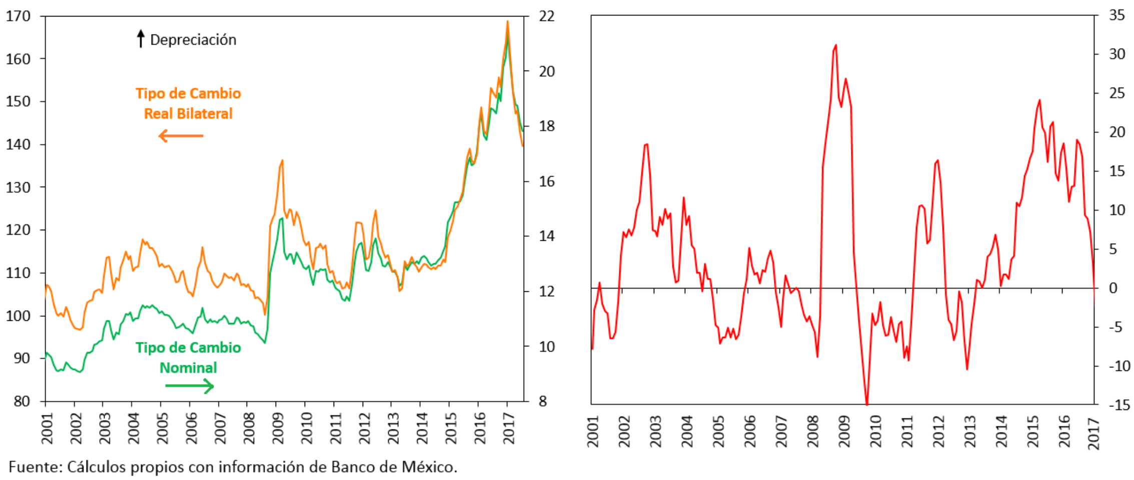
El último episodio de depreciación del tipo de cambio nominal fue también el más prolongado e inició en 2014 con una caída en los precios internacionales del petróleo. En México, el tipo de cambio se depreció debido a la elevada dependencia de los ingresos fiscales provenientes del petróleo, ya que las finanzas públicas se encontraban bajo presiones importantes dado que el déficit y la deuda pública habían aumentado antes del choque en los precios del petróleo. Al mismo tiempo, la expectativa de una normalización de la política monetaria en Estados Unidos contribuyó a la depreciación de la moneda. Posteriormente, en 2016, debido al proceso y al resultado de la elección presidencial en Estados Unidos, el peso se depreció aún más y su volatilidad aumentó considerablemente. En 2017, la incertidumbre en torno a la relación entre México y Estados Unidos contribuyó a que el dólar permaneciera en niveles elevados. De esta manera, desde finales de 2014 hasta inicios del 2017, la depreciación anual del peso se mantuvo por encima de 10 por ciento.

Durante estos episodios y a través de los años, el Banco de México ha avanzado en lograr un mejor funcionamiento del sistema nominal de la economía. De acuerdo con Aguilar et al. (2014), esto ha permitido una reducción en el nivel, la volatilidad y la persistencia de la inflación; el anclaje de las expectativas de inflación a niveles cercanos al objetivo de 3 por ciento y a una reducción en su dispersión; una disminución de la prima por riesgo inflacionario (ver Figura 3b); efectos más reducidos y transitorios en la inflación por movimientos de precios relativos de algunos bienes; y una reducción en el traspaso de movimientos del tipo de cambio hacia los precios (ver Figura 2 y 3a). En particular, varios autores han estimado el traspaso del tipo de cambio para

[7] Banco de México, Informe Trimestral de Inflación, Enero-Marzo 2009.

Figura 1: Tipo de Cambio Nominal y Real contra el Dólar

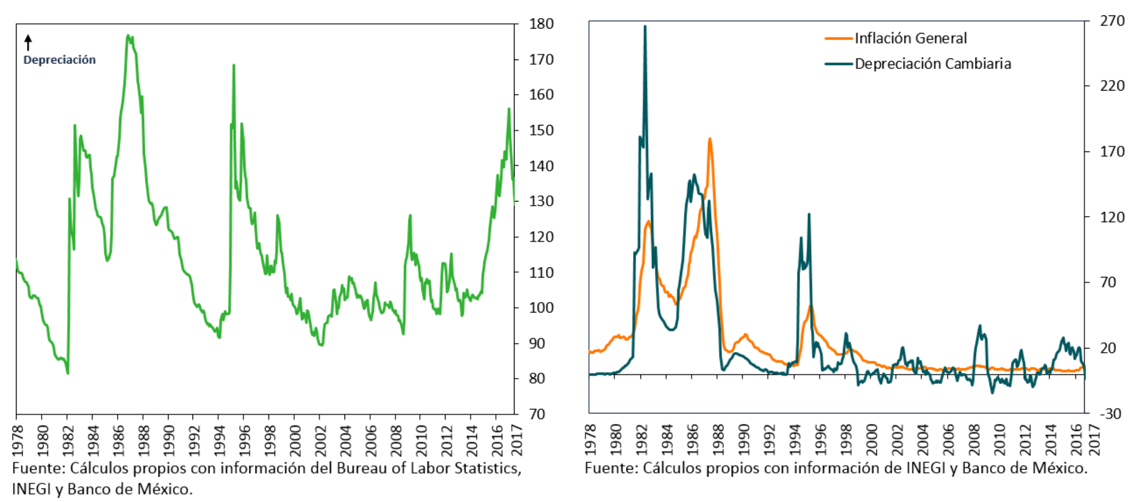
(a) Pesos por dólar e índice (b) Variación % anual



la economía mexicana desde un enfoque lineal.[8]

Figura 2: Tipo de Cambio e Inflación, % anual

(a) Depreciación del Tipo de Cambio Real (b) Inflación y Tipo de Cambio Nominal

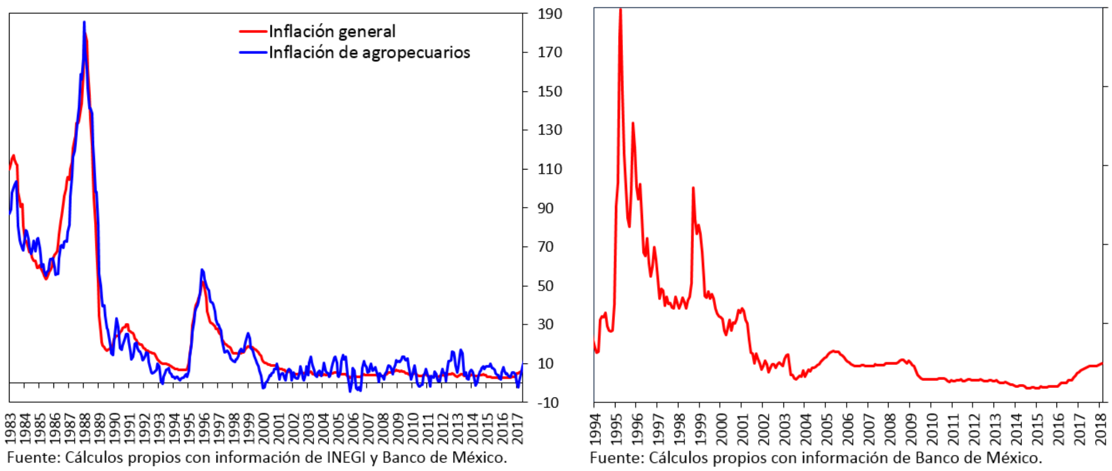


De acuerdo con Chiquiar et al. (2010), desde 2001 la dinámica inflacionaria en México parecía haber cambiado de un proceso no estacionario a uno estacionario. De acuerdo con estos resultados, varios autores han analizado el traspaso del tipo de cambio para México empleando una muestra que inicia en 2001 con estimaciones de elasticidad entre 0.02 a 0.04 en un horizonte de 12 meses.

[8]Capistrán et al. (2012) presentan una revisión completa de los principales trabajos que han estimado el traspaso del tipo de cambio antes de la adopción del régimen de objetivos de inflación.

Figura 3: Inflación y Tasa de Interés

(a) Inflación Anual, %   (b) CETES 28, %



Capistrán et al. (2012) estimaron los coeficientes del traspaso del tipo de cambio empleando la metodología VAR en dos sub-muestras, antes y después de la adopción del esquema de objetivos de inflación, y encontraron que antes del 2001 el coeficiente del traspaso del tipo de cambio a la inflación general era mayor que 0.3 puntos porcentuales en un horizonte de 12 meses, y de 0.6 puntos porcentuales después de un horizonte de 24 meses. Para el periodo posterior a 2001, los coeficientes de traspaso fueron cercanos a 0.02 puntos porcentuales en un horizonte de 12 meses y 0.03 puntos porcentuales en un horizonte de 24 meses. Sin embargo, a pesar de que los coeficientes son estadísticamente significativos antes del 2001, parecen no ser distintos a cero después de ese año.

Cortés (2013) también emplea el enfoque VAR con datos desde junio de 2001 a agosto de 2012 y sus resultados son similares a los de Capistrán et al. (2012). Para la inflación general, después de una depreciación de 1 por ciento del tipo de cambio, la inflación aumenta en 0.039 puntos porcentuales 12 meses después del choque y 0.056 después de 24 meses. Además, estima los coeficientes del traspaso del tipo de cambio para los dieciséis principales grupos de agregación del índice de precios al consumidor.[9] En general, sus resultados indican que el traspaso del tipo de cambio es

[9]Esto incluye cuatro niveles de agregación con el de la inflación general al principio, después los subíndices subyacente y no subyacente. Un tercer nivel está integrado por los subíndices de mercancías y servicios, y los de agricultura y energía y tarifas autorizadas por el gobierno. Finalmente, un cuarto nivel de agregación incluye alimentos, bebidas y tabaco, mercancías no alimenticias, vivienda,

bajo y estadísticamente no significativo para la inflación general, pero positivo y estadísticamente significativo para las mercancías. Esto último es resultado del traspaso positivo y estadísticamente significativo sobre el índice de mercancías alimenticias, cuyos precios se determinan principalmente en los mercados internacionales.

En cuanto a otras metodologías, Kochen y Sámano (2016) analizan la relación entre el tipo de cambio y la determinación de precios en México usando datos micro desde enero del 2011 hasta abril del 2016. Su muestra representa el 58.6 por ciento de los bienes y servicios dentro del Índice de Precios al Consumidor, y estimaron que después de un cambio de 1 por ciento del tipo de cambio, en promedio el traspaso es 0.073 puntos porcentuales.[10] Sin embargo, debido al tamaño de la muestra de bienes y servicios, la incidencia en la inflación agregada se estima en 0.043 puntos porcentuales.

Aleem y Lahiani (2014) estimaron un modelo TVAR de tres regímenes para México empleando la inflación como su variable umbral, sugiriendo que los diferentes niveles del traspaso del tipo de cambio se asocian con diferentes niveles de inflación. Usaron datos desde enero de 1994 a noviembre de 2009, y sus umbrales estimados fueron 0.167 y 0.783 para la inflación mensual. Encontraron que el traspaso del tipo de cambio es estadísticamente significativo únicamente cuando la inflación es mayor a 0.783.

Estos resultados muestran que efectivamente los coeficientes del traspaso de movimientos del tipo de cambio a los precios en México han sido bajos y se han mantenido relativamente estables, en promedio, durante los últimos años. Sin embargo, la cuestión de posibles no linealidades en este contexto no ha sido explorada. En las próximas secciones analizaremos esta posibilidad.

En suma, en general, las economías pequeñas y abiertas se ven afectadas por variaciones en el tipo de cambio y, por lo tanto, en estas economías se encuentra presente un cierto nivel de traspaso del tipo de cambio. En cuanto a la economía mexicana, la credibilidad del Banco Central, así como su compromiso de mantener una inflación baja y estable, han contribuido a la reducción en el traspaso del tipo de cambio. En particular, a través de estas acciones, el Banco Central ha conseguido un ajuste ordenado de las variaciones del tipo de cambio a los precios, principalmente conteniendo la contaminación a otros precios que no necesariamente deberían verse afectados por

educación, otros servicios, frutas y verduras, pecuarios, energía y tarifas autorizadas por el gobierno.

[10] Los autores explican que el periodo de respuesta de los precios al choque en el tipo de cambio es atemporal, refiriéndose al tiempo requerido para que los precios reflejen las variaciones del tipo de cambio nominal, pues ello depende de la determinación individual del precio de cada producto.

las variaciones del tipo de cambio. De hecho, un entorno de baja inflación se asocia comúnmente con una menor frecuencia de ajuste de precios de las empresas. En este sentido, Ysusi (2013) encuentra una relación positiva entre la frecuencia en la que las empresas cambian sus precios y la inflación cuando esta es afectada por un choque significativo. Adicionalmente, Cortés et al. (2012) explican que en México, un entorno de baja inflación le ha permitido a las empresas determinar precios siguiendo una estrategia dependiente del tiempo en lugar del estado de la economía, ya que bajo una determinación dependiente del tiempo las empresas seleccionan precios en fechas pre-establecidas, mientras que en una estrategia dependiente del estado de la economía, las revisiones de precios están sujetas a las circunstancias.

4. Modelo TVAR

El marco de referencia en el que nos enfocamos es en la metodología de Vectores Autorregresivos con Umbral (TVAR), siguiendo a Afonso et al. (2018), Balke (2000) y Li y St-Amant (2010). A diferencia del VAR lineal, el modelo TVAR nos permite identificar si existen diferentes coeficientes de traspaso dependiendo del nivel de depreciación del tipo de cambio. Por lo tanto, intentamos distinguir entre dos regímenes, uno con tasas de depreciación “bajas” y un traspaso bajo del tipo de cambio, y otro régimen con depreciación “alta” y traspaso elevado. Estos entornos de depreciación son posibles cuando la inflación responde de diferente manera a ciertos niveles de depreciación del tipo de cambio. Nuestra variable umbral es la depreciación del tipo de cambio.

El modelo tiene la siguiente especificación en su forma reducida:

$$Y_t = A^1 Y_t + B^1(L)Y_{t-1} + \left(A^2 Y_t + B^2(L)Y_{t-1}\right) I\left(NER_{t-d} > \gamma\right) + \varepsilon_t \qquad (1)$$

Donde:

$$Y_t \equiv \begin{bmatrix} Y_t^{ext} \\ Y_t^{dom} \end{bmatrix}$$

$$Y_t^{ext} = [\Delta_{12} lnIP_{t,US}, R_t^*, \Delta_{12} lnPComm_t, \Delta_{12} lnCPI_{t,US},]$$

$$Y_t^{dom} = [\Delta_{12} lnIGAE_t, R_t, \Delta_{12} lnNER_t, \Delta_{12} lnINPC_t]$$

Estimamos el modelo bajo el supuesto de una economía pequeña y abierta, por lo tanto, el vector de variables externas (Y_t^{ext}) afecta a las variables domésticas (Y_t^{dom}), pero las variables domésticas no afectan a las variables externas. $B^1(L)$ y $B^2(L)$ son matrices de rezago, que, como se explica en Balke (2000), determinan el régimen en el que se encuentra el sistema. A^1 y A^2 son las relaciones contemporáneas, y en cuanto a las variables domésticas, asumimos una estructura recursiva con ordenamiento causal de actividad, tasa de interés, tipo de cambio e inflación como en Cortés (2013). ε_t representa las perturbaciones estructurales y d es el rezago con el que la variable umbral afecta al sistema. Las variables domésticas son aquellas empleadas comúnmente en modelos con economías pequeñas y abiertas. En particular, las variables domésticas incluyen el Indicador Global de la Actividad Económica ($IGAE$), el tipo de cambio nominal del peso contra el dólar (NER), la tasa de CETES a 28 días (R) como medida de tasa de interés de corto plazo y el Índice de Precios al Consumidor ($INPC$). Las variables externas son el índice de precios de materias primas del Banco Mundial ($PComm$), la tasa de los Fondos Federales (R^*), la producción industrial de Estados Unidos (IP), y la inflación de Estados Unidos (CPI). Empleamos datos mensuales desde junio de 2001 a mayo de 2017. Todas las variables están expresadas como la diferencia logarítmica anual, $\Delta_{12}ln$, a excepción de las tasas de interés de México y Estados Unidos, que están incluidas como la diferencia en puntos porcentuales. El término $I\left(NER_{t-d} > \gamma\right)$ es una función indicativa que es igual a uno cuando la depreciación del tipo de cambio es mayor a γ y cero en otro caso, por lo tanto, γ representa el nivel umbral que distingue entre un régimen de depreciación "alta" o "baja". Como se muestra en Capistrán et al. (2012), empleamos el criterio de información Bayesiano (BIC) para determinar el orden de rezagos y encontramos que dos rezagos son adecuados para describir la dinámica del sistema.

4.1. Impulso-respuesta no lineal

Debido a la naturaleza no lineal de los modelos TVAR, el análisis de las funciones de impulso-respuesta (IRFs, por sus siglas en inglés) es más complicado que en los VAR lineales. Las IRFs derivadas de los VAR lineales son estimadas con coeficientes que se mantienen constantes en el tiempo, por lo que las IRFs muestran simetría sin importar el signo y la magnitud de los choques. Sin embargo, en un esquema no lineal como es el caso de los TVAR, las IRFs no son necesariamente simétricas al signo o la magnitud de los choques. Galvao y Marcellino (2014) explican que bajo un modelo

VAR con umbral exógeno las respuestas a los choques dependen del régimen. A pesar de que se puede emplear una descomposición de Cholesky (condicional al régimen para identificar los choques estructurales específicos de cada régimen) cuando cada régimen define diferentes submuestras por separado, el supuesto en el que se basa esta estrategia de identificación es que la respuesta a un choque no produce cambios de régimen. Sin embargo, bajo un esquema no lineal, puede producirse un cambio de régimen dependiendo del tamaño del choque así como las realizaciones de choques futuros. De ahí la importancia de considerar la historia precedente a los choques o la realización de choques futuros cuando se calcula la dinámica de las respuestas.

Para resolver el problema, Koop et al. (1996) proponen el cómputo de funciones impulso-respuesta generalizadas (GIRFs, por sus siglas en inglés). De hecho, el enfoque usual bajo un esquema TVAR es computar las GIRF (Baum and Koester (2011), Schmidt (2013)). Por este motivo, calculamos la GIRF y obtenemos IRFs para el régimen de depreciación "baja" y "alta". La GIRF puede representarse de la siguiente manera:

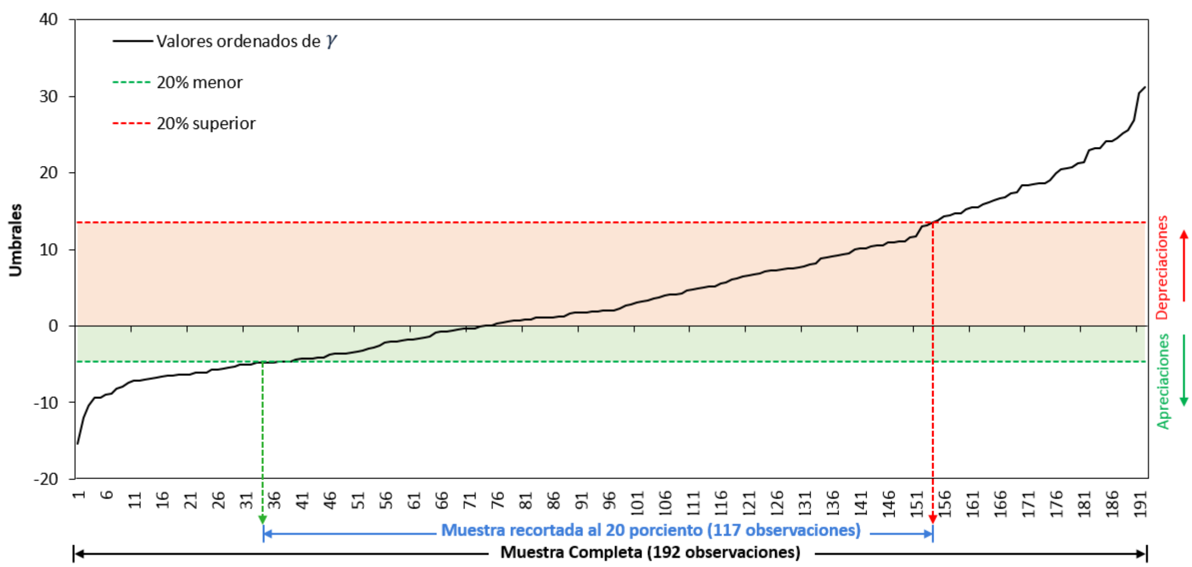
$$GIRF_Y(k, V_t, \Omega_{t-1}) = E[Y_{t+k}|V_t, \Omega_{t-1}] - E[Y_{t+k}|\Omega_{t-1}]$$

La GIRF para la variable Y puede plantearse como la diferencia entre el VAR simulado k periodos adelante, condicional a cierta historia Ω_{t-1} y al choque V_t, y el VAR simulado condicional únicamente a la historia Ω_{t-1}. Baum y Koester (2011) generaron un algoritmo detallado para obtener las GIRFs. En cuanto a los intervalos de confianza, seguimos la aproximación común para los sistemas TVAR como en Balke (2000), Afonso et al. (2018), y Schmidt (2013). Para más detalles acerca de cómo se calculan las GIRFs y los intervalos de confianza, ver el Apéndice A.

4.2. Selección del umbral

Para estimar el modelo TVAR es necesario encontrar la tasa de depreciación o apreciación que definirá el umbral; es decir, el valor de la variación del tipo de cambio a partir del cual es posible distinguir los periodos de "baja" y "alta" depreciación o apreciación. El umbral se determina endógenamente, y se calcula de la siguiente manera: primero, consideramos como candidatos a todos los valores observados de la depreciación del tipo de cambio. En este caso, existe un conjunto de 192 elecciones posibles. Sin embargo, para propósitos de la estimación y de inferencia estadística, también es necesario establecer un número mínimo de observaciones para cada régimen, entonces fijamos una tasa mínima de observaciones por régimen de 20 por ciento. Después de este paso, obtenemos una submuestra con la mayor parte de sus elementos, 69 por ciento, que consisten en tasas de depreciación, y el 31 por ciento restante consiste en tasas de apreciación (ver Figura 4). Para cada tasa de depreciación y apreciación dentro del conjunto recortado, estimamos un modelo eligiendo entre los valores de $d \in \{1, 2\}$[11]. Por lo tanto, estimamos un número de modelos que sean iguales a dos veces las tasas de depreciación y apreciación entre el conjunto recortado, es decir, cada combinación de variaciones de tipo de cambio y rezago. Para cada modelo, calculamos su error cuadrático medio.

Figura 4: Valores Ordenados del Umbral (Variaciones del Tipo de Cambio)



Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México.

Finalmente, seleccionamos el modelo que genera el mejor ajuste, es decir, el modelo que minimice el error cuadrático medio (S_n).

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma} S_n(\gamma)$$

En el Cuadro 1 presentamos los umbrales para las medidas de inflación de las mercancías, alimentos y mercancías no alimenticias, con un valor del umbral dentro del rango de 7.16 a 7.30 por ciento. De acuerdo con el estadístico Durbin-Watson no existe evidencia de auto-correlación en los residuales. Esto es, cuando se deprecia

[11]Los valores de d son menores o iguales al número de rezagos seleccionados del criterio de información, en este caso, $d \leq 2$.

el tipo de cambio a cualquier tasa de las mencionadas o más, podríamos observar diferentes niveles de traspaso.

Cuadro 1: Umbrales Estimados

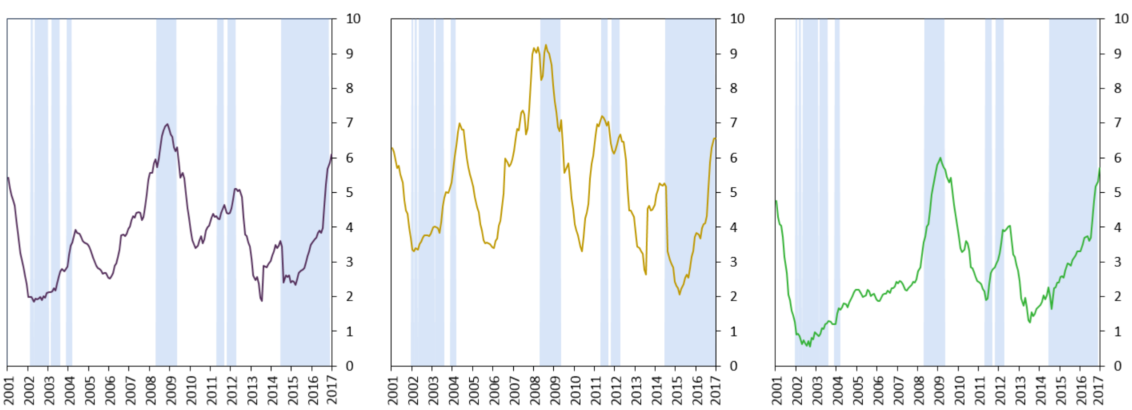
Inflación	**Umbral del Tipo de Cambio**
Mercancías	7.30 %
Alimenticias	7.16 %
No Alimenticias	7.20 %

Nota: Estimaciones realizadas por los autores. El valor del rezago (d) es igual a 1 para todos los umbrales seleccionados.

Para estos umbrales, el número de observaciones en el régimen de depreciación "baja" consiste de 122 a 125, mientras que en el de depreciación "alta" el número de observaciones consiste de 66 a 69. En la Figura 5 graficamos los subíndices de inflación para los cuales encontramos evidencia de un comportamiento no lineal. Las áreas sombreadas indican aquellos periodos en los cuales el tipo de cambio se encontraba en un régimen de depreciación "alto" de acuerdo al nivel del umbral correspondiente (ver Cuadro 1).

Figura 5: Índices de Precios y Regímenes de Depreciación, Variación % anual

(a) Mercancías (b) Alimenticias (c) No Alimenticias



Nota: Las sombras indican los episodios de elevada depreciación.
Fuente: Cálculos propios con información de INEGI y Banco de México.

4.3. Prueba de no linealidad

Estamos interesados en probar si la presencia de no linealidades es estadísticamente significativa. Sin embargo, a través de una inspección visual de las GIRFs (ver Figuras 6, 7, y 8), no es posible llegar a una conclusión debido a que si fueran presentadas en un mismo gráfico, por los valores en el eje Y, podríamos notar que la mayoría se sobreponen. De hecho, Schmidt (2013) explica que "los intervalos de confianza sobrepuestos no pueden ser interpretados como indicadores de que dos IRFs en particular no son estadísticamente diferentes una de la otra". Una manera común de abordar este problema es a través de pruebas de no linealidad.

Desarrollamos una prueba que compara un VAR lineal *versus* un TVAR de 2 regímenes. Esta es la prueba de razón de verosimilitud (LR, en inglés) disponible en el paquete de código abierto tsDyn.[12] La prueba es una extensión multivariable propuesta por Lo y Zivot (2001) a la prueba de linealidad de Hansen (1999). En particular, compara el determinante de la matriz de varianzas y covarianzas estimada de cada modelo como se muestra a continuación:

$$LR_{12} = T(\ln(\det \hat{\Sigma}_1) - \ln(\det \hat{\Sigma}_2))$$

Donde $\hat{\Sigma}_1$ es la matriz de varianzas y covarianzas para el modelo VAR lineal con 1 régimen y $\hat{\Sigma}_2$ es la matriz de varianzas y covarianzas para el TVAR con 2 regímenes. La matriz de varianzas y covarianzas $\hat{\Sigma}_2$ es aquella que resulta del modelo con el mejor ajuste después de considerar como umbral cada uno de los valores observados del tipo de cambio, procedimiento que se explica en el primer párrafo de la sección 4.2.

Dado que bajo la hipótesis nula no es posible identificar el valor del umbral, tampoco es posible realizar inferencia estadística estándar. Hansen (1996) propone una solución a través de un procedimiento bootstrap del que se puede derivar una distribución empírica para el estadístico LR y valor-p asintóticos.[13] En cuanto al modelo, la prueba considera un mínimo de observaciones por régimen de 20 por ciento. Se llevaron a cabo 10,000 simulaciones.

Los resultados de las pruebas y sus valores-p asintóticos se muestran en el Cuadro 2. Como se puede ver, para la mayoría de las medidas de inflación no se puede rechazar la hipótesis nula del modelo lineal *versus* el modelo TVAR de 2 regímenes. Sin embargo, para los subíndices de mercancías, alimentos y mercancías no alimenticias preferimos el modelo no lineal.

[12] La prueba fue modificada para que pudiera ser estimada con variables exógenas.

[13] El procedimiento consiste en generar trayectorias para las variables endógenas de un muestreo con remplazo de errores provenientes del modelo lineal y estimar n veces el estadístico LR para el VAR lineal y el TVAR de 2 regímenes. Luego, obtener la distribución asintótica de la cual se pueden derivar los valores-p.

Cuadro 2: Prueba de Razón de Verosimilitud (LR)

	VAR lineal *vs* VAR con Umbral de 2 Regímenes	
	Estadístico	*p-value*
General	47.8	0.9758
Subyacente	75.4	0.1458
Mercancías	146.2***	0.0020
Alimenticias	150.2***	0.0040
No Alimenticias	140.3***	0.0050
Servicios	53.6	0.9692
No Subyacente	42.7	0.9920

Nota: Estimaciones realizadas por los autores. ***, **, * estadísticamente significativo al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

La prueba de razón de verosimilitud compara los modelos VAR y TVAR y nos ayuda a determinar cuál describe de mejor manera la dinámica del sistema. Un enfoque común al lidiar con conjuntos no lineales es presentar los resultados de los estadísticos de Wald (Ver Balke (2000), Afonso et al. (2018), y Schmidt (2013)). Dentro de nuestro conocimiento, a diferencia de la prueba LR, las pruebas de Wald deben realizarse de forma separada para cada ecuación del sistema. Tomando esto en consideración, también realizamos la prueba de Wald para las inflaciones de mercancías, alimentos y no alimenticias, y probamos si el modelo no lineal es preferible al lineal para las ecuaciones de inflación. Para cada γ, estimamos el modelo y calculamos el estadístico de Wald que prueba la inexistencia de diferencias entre regímenes. Entonces, calculamos el estadístico máximo de Wald dentro de todos los umbrales posibles (Sup-Wald), el estadístico promedio (Ave-Wald), y el estadístico exponencial (Exp-Wald). Finalmente, a través del proceso de Hansen (1996) simulamos una distribución empírica para los estadísticos. Nuestros resultados son consistentes con la prueba de razón de verosimilitud (ver Cuadro 3).

Cuadro 3: Prueba de Wald

	Ave-Wald		Sup-Wald		Exp-Wald	
	Estadístico	*p-value*	Estadístico	*p-value*	Estadístico	*p-value*
Mercancías	21.4***	0.0024	37.9***	0.0000	15.3***	0.0000
Alimenticias	24.9***	0.0003	39.8***	0.0000	16.4***	0.0000
No Alimenticias	15.7**	0.0421	28.4***	0.0000	11.3***	0.0009

Nota: Estimaciones realizadas por los autores. ***, **, * estadísticamente significativo al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente.

Los resultados de las pruebas de no linealidad pueden estar asociados con el hecho de que la inflación en el subíndice de las mercancías incluye bienes comerciables.

Esperaríamos que ese tipo de precios respondiera en mayor medida a las variaciones en el tipo de cambio, comparado con otro conjunto de precios, dado a su relación cercana con el tipo de cambio. Capistrán et al. (2012) encontraron un traspaso del tipo de cambio positivo y estadísticamente significativo para los bienes comerciables de una estimación para 1997 a 2010.

4.4. Estimación del traspaso del tipo de cambio

El coeficiente del traspaso acumulado se calcula empleando las GIRFs para el tipo de cambio y la inflación. En particular, se estima usando la razón del GIRF acumulado de la inflación para un horizonte determinado de tiempo (12 o 24 meses) y el GIRF acumulado del tipo de cambio para el mismo periodo como se muestra en la siguiente ecuación:

$$\epsilon_t = \frac{\Delta \% P_{t,t+T}}{\Delta \% NER_{t,t+T}}$$

En donde $\Delta \% P_{t,t+T}$ es el cambio porcentual del nivel de precios T periodos después del choque y $\Delta \% NER_{t,t+T}$ es el cambio porcentual del tipo de cambio en el mismo periodo. De acuerdo a Cortés (2013) y Capistrán et al. (2012) la elasticidad acumulada del traspaso del tipo de cambio (ϵ_t) puede interpretarse como el cambio en puntos porcentuales del precio dado una depreciación de un punto porcentual del tipo de cambio. Mientras se empleen las GIRFs acumuladas, la elasticidad hace referencia al promedio para ese periodo.

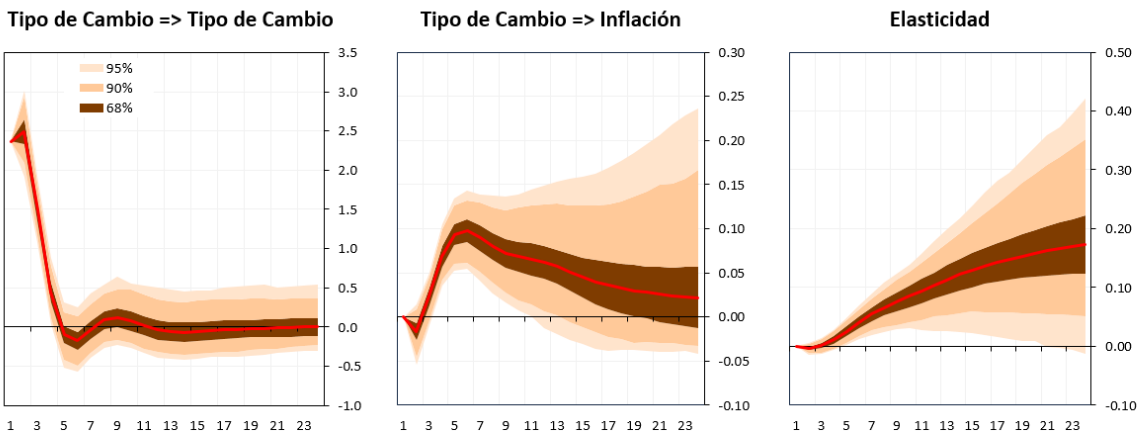
En el caso de la inflación de mercancías y sus subíndices se tiene la estimación de los coeficientes de traspaso para dos regímenes, mientras que para el resto de las medidas de inflación se tiene la estimación de los coeficientes de traspaso de un modelo lineal. Con estos resultados utilizamos el método de agregación propuesto por Hyndman et al. (2011), que ha sido empleado por Capistrán et al. (2009) y Cortés (2013) para datos de la economía mexicana. El propósito de este procedimiento es que las series respeten la jerarquía de los componentes dentro del índice de precios; es decir, el índice de precios debe ser un promedio ponderado del índice subyacente y no subyacente, que a su vez son promedios ponderados de otros subíndices. Como explica Cortés (2013), el método de Hyndman combina la información de los índices agregados de forma que se cumple la jerarquía implícita en los componentes del índice de precios. Además, bajo ciertos supuestos, el estimador obtenido presenta mínima varianza con respecto a la estimación directa. Para más detalle de este procedimiento, revisar el

Apéndice B. En este sentido, para poder implementar el método de Hyndman para cada régimen, completamos el sistema para los índices de inflación restantes con estimaciones del traspaso del tipo de cambio por medio de modelos lineales como en Cortés (2013) y Capistran et al. (2012), es decir, repetimos los coeficientes del traspaso del tipo de cambio tanto para el régimen de alta como de baja depreciación.

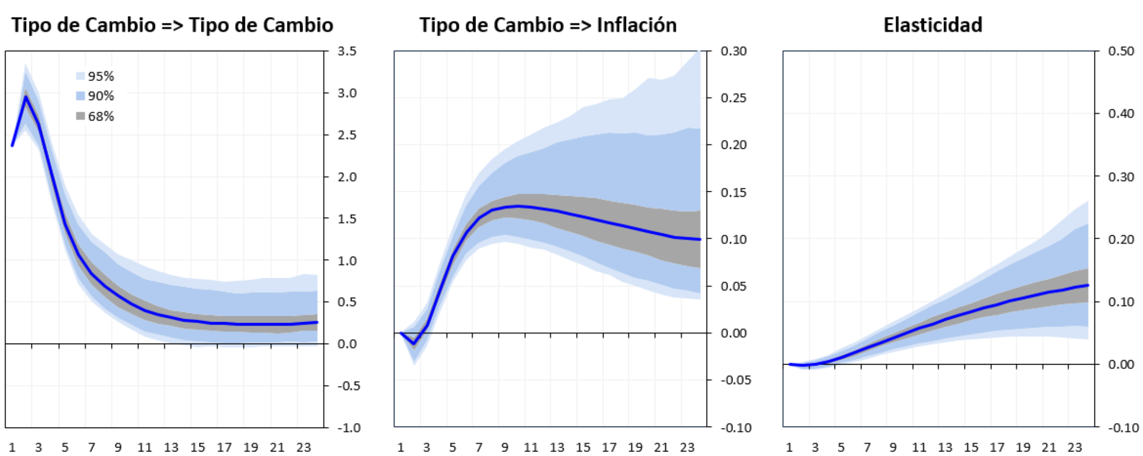
Las Figuras 6 a 8 muestran las estimaciones del traspaso para las mercancías, las alimenticias y las no alimenticias, respectivamente. Se presenta la elasticidad para ambos regímenes, el de "alta" y "baja" depreciación, hasta 24 meses después del choque en el tipo de cambio. En el caso de la inflación de las mercancías y los alimentos, se observó que la elasticidad incrementa a un ritmo acelerado pocos meses después del choque; sin embargo, se desacelera al final del periodo. Por otro lado, la elasticidad de la inflación de mercancías no alimenticias se mantiene acelerada 24 meses después del choque. También notamos que existe una mayor incertidumbre en las estimaciones de la elasticidad para todas las medidas de inflación en el caso del régimen de depreciación "alta". Esto podría estar relacionado con el tamaño de la muestra, ya que el régimen de "alta" depreciación incluye alrededor de un cuarto de la muestra recortada.

Figura 6: Inflación de Mercancías. Efecto de la depreciación del tipo de cambio en el tipo de cambio y en la inflación.

(a) Régimen de Elevada Depreciación



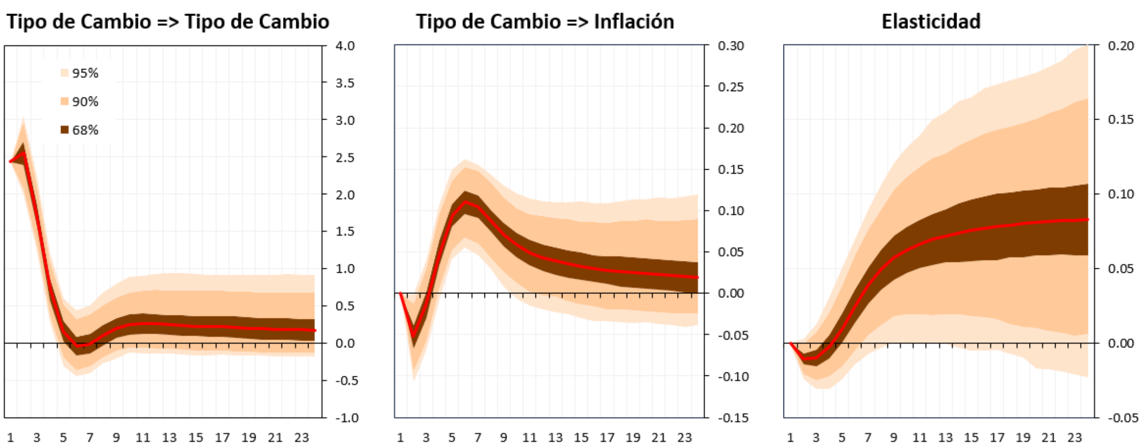
(b) Régimen de Baja Depreciación



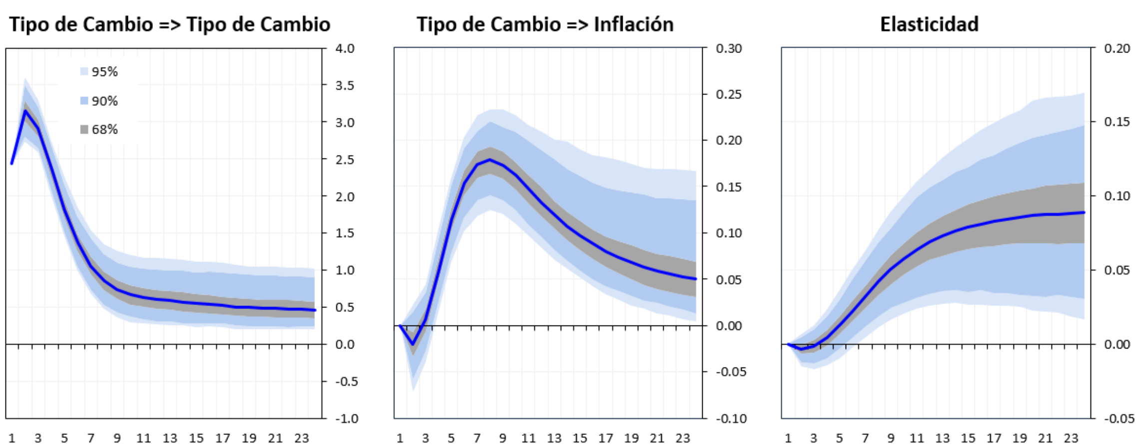
Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal, U.S. Bureau of Labor Statistics y Banco Mundial.

Figura 7: Inflación Mercancías Alimenticias. Efecto de la depreciación del tipo de cambio en el tipo de cambio y en la inflación.

(a) Régimen de Elevada Depreciación



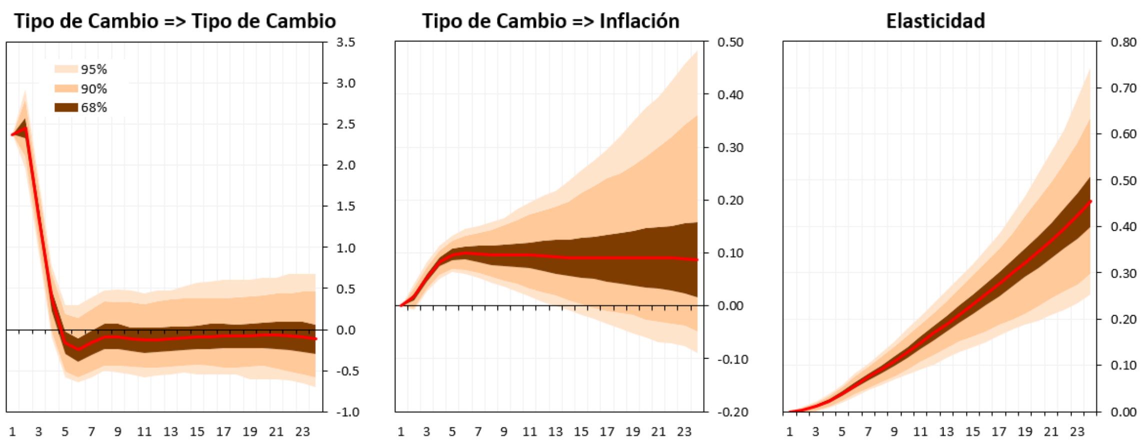
(b) Régimen de Baja Depreciación



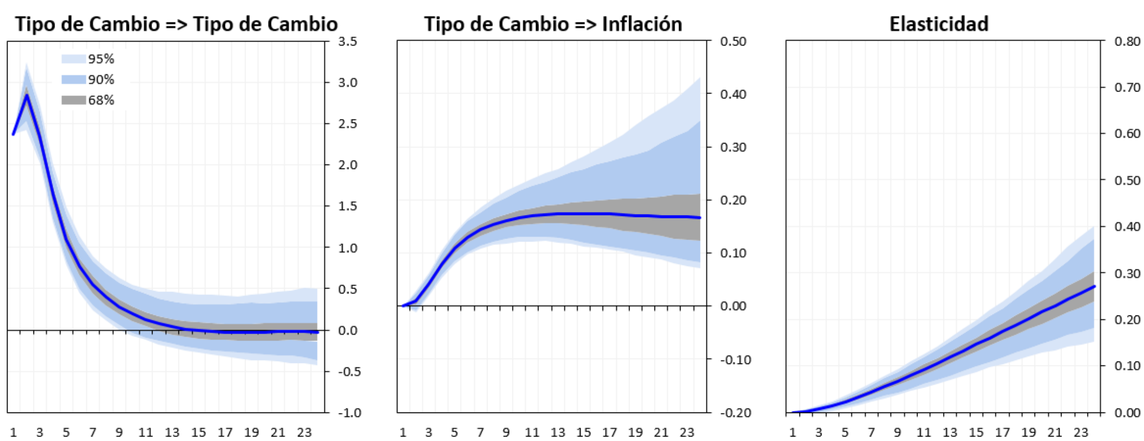
Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal, U.S. Bureau of Labor Statistics y Banco Mundial.

Figura 8: Inflación Mercancías No Alimenticias. Efecto de la depreciación del tipo de cambio en el tipo de cambio y en la inflación.

(a) Régimen de Elevada Depreciación



(b) Régimen de Baja Depreciación



Fuente: Cálculos propios con información de Banco de México, INEGI, Reserva Federal, U.S. Bureau of Labor Statistics y Banco Mundial.

4.5. Resultados

En el Cuadro 4 se reportan los coeficientes de elasticidad obtenidos a través del procedimiento de Hyndman.[14] Se observan diferencias entre los regímenes de depreciación "alta" y "baja" principalmente en los índices de las mercancías. Para el índice de mercancías, el traspaso del tipo de cambio de una depreciación adicional de 1 por ciento incrementa de 0.08 puntos porcentuales en un horizonte de 12 meses a 0.17 puntos porcentuales después de 24 meses en el régimen de baja depreciación, y de 0.11 a 0.24 puntos porcentuales en el de alta depreciación. Para el índice de mercancías no alimenticias, la elasticidad aumenta de 0.09 puntos porcentuales en un horizonte de 12 meses a 0.24 puntos porcentuales después de 24 meses bajo el régimen de baja depreciación, y de 0.16 a 0.40 puntos porcentuales en el régimen de depreciación elevada, respectivamente. Cabe resaltar que para el índice de mercancías alimenticias no se encontró ninguna diferencia en los coeficientes del traspaso del tipo de cambio entre el régimen de alta y baja depreciación bajo un horizonte de 12 meses. Este resultado se mantiene a pesar de que la prueba de no linealidad sugiere la presencia de no linealidades.

Cuando la economía se enfrenta a un entorno de baja depreciación, el traspaso de una depreciación adicional en el tipo de cambio de 1 por ciento aumenta la inflación general en 0.05 puntos porcentuales 12 meses después del choque. Por otro lado, en el entorno de alta depreciación, se incrementa en 0.06 puntos porcentuales. Con estos resultados puede observarse que, a pesar de encontrar no linealidades en los índices de las mercancías, el efecto sobre la inflación general es muy pequeño. Para la inflación subyacente, cuando la tasa de depreciación del tipo de cambio se encuentra por debajo del umbral, la inflación incrementa en 0.04 puntos porcentuales, y en 0.05 puntos porcentuales cuando se encuentra por encima del umbral. Los coeficientes del traspaso en el tipo de cambio no resultaron estadísticamente significativos para la inflación de los servicios en ninguno de los dos regímenes estudiados.

En un horizonte de 24 meses (ver Cuadro 4), la inflación general aumenta en 0.08 puntos porcentuales en el régimen de depreciación baja y 0.10 puntos porcentuales en el régimen de alta. Para la inflación subyacente, el coeficiente del traspaso es 0.06 puntos porcentuales en el entorno de baja depreciación y de 0.09 puntos porcentuales

[14]Para comprobar la robustez, se estimó un modelo adicional para cada una de las medidas de inflación, incluyendo variables categóricas para probar la presencia de efectos fijos temporales o estacionales. Las variables categóricas no resultaron significativas en el sistema de ecuaciones y no cambiaron los resultados cuando las variables fueron incluidas.

Cuadro 4: Traspaso del Tipo de Cambio

Inflación	12 Meses		24 Meses	
	Régimen de baja depreciación	**Régimen de alta depreciación**	**Régimen de baja depreciación**	**Régimen de alta depreciación**
General	0.05*	0.06*	0.08	0.10
Subyacente	0.04***	0.05***	0.06**	0.09**
Mercancías	0.08***	0.11***	0.17***	0.24**
Alimenticias	0.06***	0.06**	0.07***	0.04**
No Alimenticias	0.09***	0.16***	0.24***	0.40***
Servicios	-0.00	-0.01	-0.02	-0.04
No Subyacente	0.11*	0.11*	0.14	0.13

Nota: Estimaciones realizadas por los autores. ***, **, * estadísticamente significativo al 1 %, 5 % y 10 %, respectivamente. La significancia estadística se determina analizando si los intervalos de confianza son distintos de cero a los niveles de significancia mencionados anteriormente.

en el régimen de alta depreciación.

Probamos la significancia estadística tanto para los coeficientes de traspaso no lineales como para los lineales. Para el caso de los no lineales, la significancia de cada coeficiente de traspaso se determinó de forma separada para el régimen de alta y baja depreciación. En general, se encontró que individualmente cada coeficiente es estadísticamente significativo para la mayoría de las medidas de inflación.

Como se explica en la sección 2, consideraciones sobre el margen de ganancia de las empresas, los costos de menú, la posibilidad de cambiar los costos, entre otras, pueden explicar las no linealidades. A pesar de que la metodología TVAR nos permite estimar el traspaso del tipo de cambio, no nos permite identificar las causas fundamentales de las no linealidades de forma precisa. En este sentido, para ahondar más y determinar qué factores explican nuestros resultados, se requiere un tipo de análisis distinto que sale del alcance de este documento. Por ejemplo, un enfoque a nivel microeconómico sería más adecuado para lograr identificar el comportamiento de las empresas.

5. Conclusión

Desde los años noventa, varios países han consolidado un entorno de baja inflación a través de un bajo traspaso del tipo de cambio. Sin embargo, dado el papel que ha tenido el tipo de cambio como variable absorbente de choques, y a pesar de las bajas tasas de inflación registradas en muchas economías emergentes, los bancos centrales, particularmente en economías pequeñas y abiertas con tipo de cambio flexible, requieren dar un seguimiento cercano al impacto del tipo de cambio en la inflación. En este sentido, el análisis de la relación entre el tipo de cambio y la inflación continúa siendo relevante para la política monetaria, especialmente bajo un régimen de objetivos de inflación en donde el tipo de cambio es uno de los canales de transmisión de la política monetaria.

Aunque algunos estudios han documentado que el traspaso de los ajustes tipo de cambio a la inflación ha sido bajo en México desde la adopción del régimen de objetivos de inflación, hasta donde tenemos conocimiento, las no linealidades aún no han sido exploradas. En este documento empleamos una nueva metodología para estimar los coeficientes del traspaso del tipo de cambio usando un modelo TVAR. Con esta metodología, es posible identificar si existen respuestas no lineales de la inflación ante movimientos del tipo de cambio, en particular, podemos evaluar si estos coeficientes varían dependiendo de si la economía se encuentra en un entorno de depreciación "alta" o "baja". Un nivel de depreciación "alto" o "bajo" se determina a partir de un nivel de depreciación del tipo de cambio (nivel de umbral), el cual se estima de manera endógena por el modelo. Los regímenes de "alta" y "baja" depreciación ocurren si existen cambios en la respuesta de la inflación ante un choque en el tipo de cambio dependiendo del tamaño de la depreciación.

Empleando datos desde 2001, cuando el Banco de México adoptó el régimen de objetivos de inflación, buscamos estimar los coeficientes de un traspaso no lineal para la inflación general, subyacente, no subyacente, servicios y mercancías, alimenticias y no alimenticias. Nuestros resultados indican que solo se encontró la presencia de un comportamiento no lineal en la inflación de mercancías y en sus componentes alimenticias y no alimenticias. La variable umbral para estos componentes es, en promedio, una tasa de depreciación de 7.2 por ciento (con valores que varían de 7.16 por ciento a 7.30 por ciento). Considerando estos umbrales, encontramos que cuando la economía enfrenta un entorno de baja depreciación, el traspaso del tipo de cambio de una depreciación adicional de 1 por ciento aumenta la inflación de mercancías en

0.08 puntos porcentuales 12 meses después del choque, mientras que en el entorno de depreciación alta la inflación de mercancías aumenta en 0.11 puntos porcentuales. Para la inflación de mercancías no alimenticias, los coeficientes de elasticidad son 0.09 puntos porcentuales bajo un entorno de baja depreciación y 0.16 bajo el de alta depreciación. Aunque estadísticamente se encuentran diferencias en el traspaso para dos regímenes en el caso de algunas medidas de inflación, el efecto en la inflación general es pequeño. Nuestros resultados son consistentes con la consolidación de un bajo traspaso del tipo de cambio en México.

Este trabajo busca evaluar una preocupación de los hacedores de política que está relacionada con la magnitud del traspaso del tipo de cambio a la inflación. Al conducir este análisis, buscamos una aproximación similar a aquellas empleadas comúnmente cuando se estiman los coeficientes del traspaso. Sin embargo, buscamos introducir las no linealidades al análisis tradicional con modelos VAR. Las preocupaciones relacionadas con este tema ganaron relevancia después de los episodios de elevada depreciación que experimentó el peso mexicano desde mediados del 2014. Uno de nuestros resultados principales indica que no debemos descartar los efectos no lineales, a pesar de que parecen estar limitados a los subíndices de la inflación de mercancías. Esto último implica que, aunque los efectos no lineales son casi imperceptibles en el agregado, al menos en algunos subíndices existe un comportamiento no lineal. Para este conjunto de precios, tasas más elevadas de depreciación pueden llevar a mayores cambios en los precios relativos. Un área prometedora de investigación es extender el análisis para identificar las razones fundamentales detrás de los efectos no lineales desde un enfoque a nivel empresas.

Referencias

1. Afonso, A., J. Baxa, y M. Slavík. (2018). "Fiscal Developments and Financial Stress: A Threshold VAR Analysis", *Empirical Economics*, Vol. 54, No. 2, pp. 395–423.

2. Aguilar, A. M., G. Cuadra, C. Ramírez, y D. Sámano. (2014). "Anclaje de las Expectativas de Inflación ante Choques de Oferta Adversos", *Monetaria*, CEMLA, Vol. XXXVI, No. 1, Art. 2, pp. 55-89.

3. Aleem, A., y A. Lahiani. (2014). "A Threshold Vector Autoregression Model of Exchange Rate Pass-through in Mexico."*Research in International Business and Finance*, Vol. 30, pp. 24–33.

4. Balke, N. S. (2000). "Credit and Economic Activity: Credit Regimes and Non-linear Propagation of Shocks", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 82, No. 2, pp. 344–349.

5. Baum, A., y G. Koester. (2011). "The Impact of Fiscal Policy on Economic Activity over the Business Cycle - Evidence From a Threshold VAR Analysis", *Discussion Paper Series 1: Economic Studies*, No. 2011,03.

6. Burstein, A., M. Eichenbaum, y S. Rebelo. (2005). "Large Devaluations and the Real Exchange Rate", *Journal of Political Economy*, Vol. 113, No. 4, pp. 742–784.

7. Bussiere, M. (2013). "Exchange Rate Pass-through to Trade Prices: The Role of Nonlinearities and Asymmetries", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 75, No. 5, pp. 731–758.

8. Campa, J. M., y L. S. Goldberg. (2002). "Exchange Rate Pass-through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?", *Staff Reports, Federal Reserve Bank of New York*, No. 149.

9. Capistrán, C., C. Constandse, y M. Ramos-Francia. (2009). "Using Seasonal Models to Forecast Short-run Inflation in Mexico", *Banco de México*, *Working Paper*, 2009-05.

10. Capistrán, C., R. Ibarra, y M. Ramos-Francia. (2012). "El Traspaso de Movimientos del Tipo de Cambio a los Precios. Un Análisis para la Economía

Mexicana”, *El Trimestre Económico*, FCE/SEP, Vol. LXXIX (4), No. 316, pp. 813-838.

11. Carranza, L., J. E. Galdon-Sanchez, y J. Gomez-Biscarri. (2009). “Exchange Rate and Inflation Dynamics in Dollarized Economies”, *Journal of Development Economics*, Vol. 89, No. 1, pp. 98–108.

12. Caselli, F. G., y A. Roitman. (2016). “Nonlinear Exchange Rate Pass-through in Emerging Markets”, *International Monetary Fund, Working Paper*, WP/16/1.

13. Chiquiar, D., A. Noriega, y M. Ramos-Francia. (2010). “A Time-series Approach to Test a Change in Inflation Persistence: The Mexican Experience”, *Applied Economics*, Vol. 42, No. 24, pp. 3067–3075.

14. Cortés, J. (2013). “Estimación del Traspaso del Tipo de Cambio a los Precios en México”. *Monetaria*, 2. Vol. XXXV, pp. 312-344.

15. Cortés, J., J. A. Murillo, y M. Ramos-Francia. (2012). “Evidencia de los Micro Datos del INPC Respecto al Proceso de Formación de Precios”, Technical report, Banco de México.

16. Ferraresi, T., A. Roventini, y G. Fagiolo. (2015). “Fiscal Policies and Credit Regimes: A TVAR Approach”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 30, No. 7, pp. 1047-1072.

17. Frankel, J., D. Parsley, y S. Wei. (2012). “Slow Pass-through Around The World: A New Import For Developing Countries?”, *Open Economies Review*, Vol. 23, No. 2, pp. 213–251.

18. Galvao, A. B., y M. Marcellino. (2014). “The Effects of the Monetary Policy Stance on the Transmission Mechanism”, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol. 18, No. 3, pp. 1-20.

19. Hansen, B. E. (1996). “Inference when a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis”, *Econometrica*, Vol. 64, No. 2, pp. 413-430.

20. Hansen, B. E. (1999). “Testing for linearity”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 13, No. 5, pp. 551-576.

21. Herzberg, V., G. Kapetanios, y S. Price. (2003). “Import Prices and Exchange Rate Pass-through: Theory and Evidence from the United Kingdom”, *Bank of England working papers*, No. 182.

22. Hyndman, R. J., R. A. Ahmed, G. Athanasopoulos, y H. L. Shang. (2011). “Optimal Combination Forecasts for Hierarchical Time Series”, *Computational Statistics and Data Analysis*, Vol. 55, No. 9, pp. 2579-2589.

23. Kochen, F., y D. Sámano (2016). “Price-setting and Exchange Rate Pass-through in the Mexican Economy: Evidence from CPI Micro Data”. *Banco de México, Working Papers* 2016-13.

24. Koop, G., M. H. Pesaran, y S. M. Potter. (1996). “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 74, No. 1, pp. 119-147.

25. Li, F., y P. St-Amant. (2010). “Financial Stress, Monetary Policy, and Economic Activity”, *Bank of Canada Review*, Vol. 2010, pp. 9-18.

26. Lo, M. C., y E. Zivot. (2001). “Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price”, *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 5, No. 04, pp. 533-576.

27. Peltzman, S. (2000). “Prices Rise Faster than they Fall”, *Journal of Political Economy*, Vol. 108, No. 3, pp. 466-502.

28. Pollard, P., y C. Coughlin (2004). “Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass-Through at the Industrial Level”. *Federal Reserve Bank of St. Louis. Working Paper* 2003-029C.

29. Schmidt, J. (2013). “Country Risk Premia, Endogenous Collateral Constraints and Nonlinearities: A Threshold VAR Approach”, *Working paper, Institute of International and Development Studies (IHEID), Geneva.*

30. Sidaoui, J., y M. Ramos-Francia. (2008). “The Monetary Transmission Mechanism in Mexico: Recent Developments”, BIS Paper, en: Bank for International Settlements (ed.), Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Marker Economics, BIS Papers, No. 35, pp. 363-394.

31. Taylor, J. (2000). "Low Inflation, Pass-through, and the Pricing Power of Firms", *European Economic Review*, Vol. 44, No. 7, pp. 1389-1408.

32. Tunç, C. (2017). "A Survey on Exchange Rate Pass-through in Emerging Markets", *Bulletin of Economic Theory and Analysis*, Vol. 2, No. 3, pp. 205-233.

33. Yang, J. (1997). "Exchange Rate Pass-through in U.S. Manufacturing Industries", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 1, pp. 95-104.

34. Ysusi, C. (2013). "Consumer Price Behavior in Mexico Under Inflation Targeting: A Microdata Approach", Investigación Conjunta de Bancos Centrales de las Américas, CEMLA, Chapter 12, pp. 323-374.

A. Algoritmo para GIRFs

Las GIRFs se calculan siguiendo el algoritmo de Baum y Koester (2011). Este procedimiento también ha sido empleado por Schmidt (2013) y Ferraresi et al. (2015).

1. Escoger una historia Ω^r_{t-1}. Una historia es escogida para cada régimen, por lo que repetimos el algoritmo dos veces.
2. A través del muestreo bootstrap, los choques son obtenidos basados en la matriz de varianzas y covarianzas de los residuales.
3. Emplear la historia Ω^r_{t-1} y los choques para simular la evolución del modelo.
4. Repetir el paso 3 pero añadiendo un choque adicional.
5. Repetir los pasos 2 a 4, B veces (en este caso: B=500).
6. Tomar el promedio sobre la diferencia de las B estimaciones de los dos caminos.
7. Repetir los pasos de 1 a 6 sobre todas las posibles historias, es decir, con todos los puntos en la muestra.
8. Calcular la GIRF promedio, la cual es la diferencia entre el pronóstico promedio asumiendo el choque y el pronóstico sin un choque en particular.

Entonces, se calculan los intervalos de confianza siguiendo el algoritmo de Schmidt (2013).

1. Se generan datos artificiales de forma recursiva empleando los coeficientes estimados y los errores de la estructura TVAR.
2. Usando el conjunto de datos recursivos, se estiman los coeficientes de regresión así como los errores para un TVAR asumiendo que el umbral corresponde al valor estimado.
3. Empleando la serie de datos original, pero los coeficientes y los errores del paso 2, se estiman las GIRFs como se describe en el algoritmo anterior para cada combinación particular de choques y condiciones iniciales.
4. Se repiten los pasos 1 a 3, 400 veces para generar una distribución muestral de las GIRFs, de la cual se construyen los intervalos de confianza a los respectivos niveles de significancia.

B. Agregación

Empleamos cuatro niveles de agregación[15], del nivel cero al nivel tres, en donde el nivel cero corresponde al índice general (I_H), el primer nivel al índice subyacente (I_S), el nivel dos corresponde al índice de mercancías (I_{SM}), y el tercer nivel a los índices de mercancías alimenticias (I_{SMA}), no-alimenticias (I_{SMO}), a los servicios (I_{SS}), y al índice no subyacente (I_N). Para los cuatro niveles descritos anteriormente, seguimos la representación vectorial de Capistrán et al. (2009) y Cortés (2013), $P_{i,t}$ (para $i = 0, 1, 2, 3$) será el vector de todas las observaciones del nivel i en el periodo t, y $P_t = [P_{0,t}, P_{1,t}, P_{2,t}, P_{3,t}]^T$ la información del periodo t de los siete índices. Es decir, llenamos el vector P_t con los coeficientes estimados del traspaso del tipo de cambio para t igual a 12 y 24 meses. Adicionalmente, definimos una matriz de ponderadores S, la cual en lugar de tener ceros y unos como en Hyndman et al. (2011), incluye los ponderadores que componen al Índice de Precios del Consumidor. La matriz S y el vector P_t se muestran a continuación:

$$S = \begin{bmatrix} 0.15 & 0.20 & 0.43 & 0.23 \\ 0.19 & 0.25 & 0.56 & 0 \\ 0.43 & 0.57 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad P_t = \begin{bmatrix} I_{H,t} \\ I_{S,t} \\ I_{SM,t} \\ I_{SMA,t} \\ I_{SMO,t} \\ I_{SS,t} \\ I_{N,t} \end{bmatrix}$$

Entonces, empleando el vector de coeficientes del traspaso de tipo de cambio estimado de forma separada ($\hat{P}$), la matriz de ponderadores descrita anteriormente S, y una matriz (Q) que varía de acuerdo con el método de agregación, podemos calcular el vector ($\tilde{P}$). Este vector nos muestra los coeficientes del traspaso que respetan la jerarquía del Índice de Precios al Consumidor. $\tilde{P}$ puede obtenerse de la siguiente manera:

$$\tilde{P} = SQ\hat{P}$$

Para el método de Hyndman, la matriz Q obtiene la forma$(S^T S)^{-1} S^T$.

[15] Empleamos la misma notación que en Capistrán et al. (2009).

C. Estadísticas descriptivas

Cuadro 5: Estadísticas Descriptivas[1]

Variable	**Media**	**Desviación Estándar**
IGAE	1.98	2.96
Tipo de Cambio Nominal	4.47	9.63
Tasa de Interés de Corto Plazo	5.69	1.98
Inflación		
General	4.09	0.92
Subyacente	3.67	0.85
Mercancías	3.75	1.24
Alimenticias	5.18	1.70
No Alimenticias	2.67	1.27
Servicios	3.65	1.41
No Subyacente	5.50	2.18

[1] Todas las variables se presentan como variación porcentual anual, a excepción de la tasa de interés, la cual se presentan en niveles.

Cuadro 6: Fuentes de Información

Variable	**Fuente**
Indicador Global de la Actividad Económica	INEGI
Índice Nacional de Precios al Consumidor	INEGI
Tipo de Cambio Nominal	Banco de México
Tasa de Interés de Corto Plazo	Banco de México
Índice de Precios de Materias Primas	Banco Mundial
Tasa de Fondos Federales	Reserva Federal
Producción Industrial de EE. UU.	Reserva Federal
Inflación de EE. UU. (CPI)	Oficina de Estadísticas Laborales de EE. UU.