Banco de México

Working Papers

N° 2017-02

Inversión de Cartera y los Anuncios de Política Monetaria de Estados Unidos: Un Análisis de Eventos Utilizando Datos de Alta Frecuencia para México

Marco A. Hernandez Vega
Banco de México

Febrero de 2017

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Documento de Investigación
2017-02

Working Paper
2017-02

Inversión de Cartera y los Anuncios de Política Monetaria de Estados Unidos: Un Análisis de Eventos Utilizando Datos de Alta Frecuencia para México*

Marco A. Hernandez Vega†
Banco de México

Resumen: Estudiamos cómo los anuncios de política monetaria no convencional afectan la entrada de inversión extranjera en deuda y acciones en México, poniendo especial énfasis en los anuncios relacionados con el tercer programa de {comillas}QE{comillas} y el episodio del {comillas}taper tantrum{comillas}. Nuevos datos de frecuencia diaria de deuda y acciones, que mapean bastante bien los datos de la Balanza de Pagos, permiten a este artículo proporcionar una mejor comprensión de los movimientos de capital. Los resultados sugieren que tanto los flujos en acciones como en deuda parecen reaccionar de inmediato a anuncios de política monetaria de Estados Unidos inesperados, en particular si éstos son considerados como malas noticias por los inversionistas. A su vez, los resultados que utilizan datos semanales apoyan la idea de que los inversionistas interesados en instrumentos de renta fija se mueven con mayor prudencia en comparación a aquellos interesados en acciones los cuales reaccionan rápidamente.

Palabras Clave: Anuncios de Política Monetaria, Política Monetaria no Convencional, Inversión Extranjera de Cartera, Mercado Mexicano de Acciones y Deuda
JEL Classification: E4, E52, F21, F3, F62, G10

Abstract: We study how unconventional monetary policy announcements affect the entry of foreign investment in debt and equity in Mexico, placing special focus on announcements related to the third QE program and the taper tantrum episode. A novel dataset on daily debt and equity flows, that maps Balance of Payments data quite well, allows this paper to provide a better insight into movements of capital. The results suggest that both equity and debt flows appear to react immediately to unexpected U.S. monetary policy announcements, in particular if these are considered as bad news by investors. In turn, results using weekly data support the idea that investors interested in fixed income instruments move more prudently than those interested in equity who react quickly.

Keywords: Monetary Policy Announcements, Unconventional Monetary Policies, Foreign Portfolio Investment, Mexican Equity and Bond Market

*I would like to thank Alfonso Guerra, Sara Castellanos, Raul Ibarra and all the participants of the XIVth Emerging Markets Workshop for his comments and suggestions; to Diego Cardozo for excellent research assistance and two anonymous referees at Banco de Mexico.

† Dirección General de Investigación Económica. Correo: auhernandez@banxico.org.mx

1. Introducción

El fin de la crisis financiera dejó a la economía mundial navegando por un territorio inexplorado caracterizado, principalmente, por tasas de interés cercanas a cero y un débil crecimiento económico en los países desarrollados. Para incentivar la actividad económica, sus bancos centrales se vieron obligados a recurrir a medidas de política monetaria no convencionales (UMP por sus siglas en inglés).

Este entorno motivó un comportamiento de "búsqueda de rendimiento" en los mercados financieros internacionales, lo que llevó a movimientos significativos de capital hacia economías emergentes (EMEs), cuya resistencia a la crisis; sólidos fundamentos macroeconómicos; y expectativas de crecimiento más optimistas los hicieron muy atractivos para los inversionistas extranjeros en busca de mayores rendimientos. Ahora, después de varios programas de UMP implementados por la Reserva Federal (Fed por sus siglas en inglés)[1] y otros bancos centrales importantes (como el Banco Central Europeo y el Banco de Japón, por ejemplo) la economía mundial enfrenta nuevos riesgos provenientes de la conclusión de dichos programas y la normalización de la política monetaria en Estados Unidos.

Esto plantea desafíos significativos para las economías de mercados emergentes, dadas las implicaciones económicas y financieras de los eventos de política monetaria de los Estados Unidos. Por ejemplo, la alta volatilidad financiera observada a mediados de 2013 cuando el presidente de la Junta de Gobernadores de la Fed en ese momento, Ben Bernanke, insinuó la posibilidad de recortar el tercer programa de flexibilización cuantitativa ("taper tantrum"), resultó en una reducción significativa de capital extranjero hacia las economías emergentes.[2] Además, las EMEs no solo están expuestas a anuncios inesperados de política monetaria, sino también a caídas en los precios de las materias primas y la fuerte apreciación del dólar estadounidense desde mediados de 2014.

En el caso particular de México, la búsqueda de rendimiento alentó un importante repunte de la inversión bruta de cartera. Desde la segunda mitad de 2009 y hasta el segundo trimestre de 2015, la participación anual promedio de los flujos de cartera se convirtió en el 60 por ciento de las entradas de capital. A pesar del episodio del "taper tantrum" en 2013 y el aumento de la aversión al riesgo en los mercados financieros internacionales desde la segunda mitad de 2014, las entradas brutas de cartera siguieron registrando valores positivos, aunque se redujeron significativamente en la primera mitad de 2015.

[1] El primer programa QE o QE1 comenzó a fines de 2008 y finalizó en marzo de 2010. QE2 en noviembre de 2010 y finalizó en junio de 2011. Operación Twist fue anunciada en septiembre de 2011. Finalmente, el QE3 duró desde septiembre de 2012 hasta octubre de 2014.

[2] El recorte fue mencionado por primera vez el 22 de mayo y, por segunda, el 19 de junio de 2013.

Como resultado de lo anterior, la literatura sobre los efectos de la política monetaria de los Estados Unidos se ha ampliado. Por ejemplo, Bowman et al. [2014] estudian la transmisión de la política monetaria no convencional sobre el tipo de cambio, los rendimientos de bonos soberanos y los precios de las acciones para un conjunto de 17 economías emergentes, y encuentran que los anuncios de la Reserva Federal dieron lugar a incrementos bruscos en la volatilidad. En particular, los autores encontraron que cada vez que un anuncio reducía los rendimientos soberanos de los Estados Unidos, lo mismo ocurría en las economías emergentes. Sus resultados también resaltan que las economías emergentes con fundamentos más débiles eran más vulnerables a los choques de la política monetaria de los Estados Unidos.

Otras obras se centran en el impacto de la política monetaria de economías avanzadas sobre los flujos de capital hacia las economías emergentes. Específicamente, los efectos sobre la inversión de cartera atrajeron una atención sustancial recientemente debido a su alta sensibilidad a los choques externos y la disponibilidad de datos de alta frecuencia.[3] Entre estos trabajos, Lo Duca [2012] estudia los determinantes de los flujos de cartera estimando un modelo con parámetros que varían en el tiempo. Él muestra que la variación del tiempo es bastante alta y que los desarrollos económicos y financieros domésticos son importantes para los mercados financieros en períodos de incertidumbre, con la excepción de los eventos de pánico en los que domina la aversión al riesgo.

Un resultado consistente en trabajos recientes es que los fundamentos macroeconómicos sólidos desempeñan un papel importante en la minimización de los efectos indirectos de la política monetaria en las economías emergentes. Por ejemplo, Fratzscher [2012] estima un modelo de factores con datos semanales para tener en cuenta la heterogeneidad de los países y encuentra que los choques globales han tenido un efecto importante en los flujos de cartera hacia las economías emergentes, pero que difieren entre los países según las características individuales, como la calidad de las instituciones y fundamentos macroeconómicos.

Chen et al. [2014] introducen una nueva metodología basada en el trabajo de Gurkaynak et al. [2005, 2007b] para identificar tanto el canal de reajuste de portafolio como el canal de señalización de transmisión de anuncios de política monetaria. Su trabajo encuentra que los fundamentos macroeconómicos desempeñan un papel importante en la vulnerabilidad de los países a los eventos de política monetaria en los Estados Unidos.

En un enfoque diferente, Dahlhaus and Vasishtha [2014] estiman un VAR con restricciones de

[3] Uno de estos conjuntos de datos es Emerging Portfolio Fund Research (EPFR). Este conjunto de datos proporciona datos diarios, semanales y mensuales sobre los flujos de inversionistas institucionales e individuales, lo que hace que sea más viable realizar un seguimiento de los cambios en la demanda y eventos de corto plazo (ver Fratzscher [2012]; Lo Duca [2012]; Chen et al. [2014] y Park and Um [2016]). Además, Fratzscher [2012] y Jotikasthira et al. [2012] argumentan que los datos EPFR proporcionan una buena representación de los datos de la Balanza de Pagos.

signos para identificar la normalización de la política monetaria. Sus resultados apuntan a pequeños efectos negativos de un choque de normalización en los flujos de capital, de frecuencia mensual, a las EMEs, pero que conduce a una mayor volatilidad financiera en tales economías; es decir, las salidas del capital extranjero, aunque pequeñas, fueron consideradas por los mercados financieros como un signo de vulnerabilidad.

La mayoría de estos estudios cubren los efectos de la política monetaria en los mercados emergentes como grupo y no proporcionan resultados para países individuales, lo que también es importante dado que la evidencia apunta a un alto grado de heterogeneidad en la respuesta de los flujos de cartera entre países. En este sentido, el trabajo reciente de Park and Um [2016] analiza los efectos de los UMP adoptados por los Estados Unidos en Corea. Sus resultados sugieren que el mercado de bonos coreano se ve afectado significativamente por los anuncios relacionados con la "operation twist", el "taper" y la "forward guidance", mientras que también encuentran que los efectos de UMP en la inversión extranjera neta fueron significativos solo para la deuda a corto plazo. Finalmente, sus resultados también sugieren que las expectativas de tasas de interés más altas en los Estados Unidos pueden llevar a recortes de la inversión extranjera neta.

El objetivo de este trabajo es extender el análisis de Park and Um [2016] a la inversión de cartera en México para estudiar cómo los anuncios de UMP afectan la entrada y salida de capital extranjero, y utilizar los resultados como referencia de lo que se puede esperar de la respuesta de la inversión de cartera ante anuncios inesperados. Para esto, se utiliza un conjunto de datos novedoso sobre instrumentos de tasa fija (en adelante instrumentos de deuda para seguir con la terminología de la Balanza de Pagos) y acciones con frecuencia diaria. El artículo difiere del de los autores mencionados en lo siguiente: primero, el conjunto de datos utilizado contiene información para los flujos de deuda y acciones que mapea los datos de la Balanza de Pagos (BoP) mejor que cualquier otro conjunto de datos disponible para México; segundo, ofrecemos un contraste más profundo de los resultados a diferentes frecuencias para tener en cuenta los posibles retrasos en la reacción de los inversionistas después de cada anuncio de política monetaria; tercero, incluimos variables adicionales para evaluar la solidez de los resultados y probar si el sesgo de variables omitidas está afectando la estimación; y cuarto, corregimos por correlación serial en los residuales encontrada al aplicar la especificación de Park and Um [2016].

La hipótesis es que después de un anuncio inesperado de política monetaria por parte de la Reserva Federal, los flujos de cartera responden rápidamente como si dicho anuncio redujera los rendimientos a largo plazo. Esto implica que después de los anuncios de flexibilización cuantitativa (QE3 en particular), los inversionistas se dan cuenta de que la Reserva Federal reducirá los rendimientos a largo plazo al restringir la oferta neta de bonos. Dado que los diferentes activos

dentro de los portafolios de los inversionistas son sustitutos imperfectos, estos se ven obligados a reemplazar aquellos de oferta escasa por otros activos con características similares, tales como los bonos o acciones de México, lo que conduce a un aumento en los flujos externos (lo contrario ocurre con los anuncios de recorte de QE). En otras palabras, el canal de reajuste de portafolio estaría jugando un papel clave en la entrada y salida de los flujos de cartera.

Los resultados con datos diarios son mixtos. Los coeficientes resultan con el signo esperado solo en algunos de los casos. La insinuación en septiembre de 2012 de que la Fed podría implementar un nuevo QE3 tuvo un efecto positivo en los flujos de deuda al día siguiente, mientras que el anuncio de disminución en junio de 2013 dio lugar a una importante reducción. En el caso de las acciones, tanto los eventos de QE3 como el inesperado anuncio del "taper" en mayo tuvieron un impacto negativo significativo. Estos resultados contraintuitivos pueden ser el resultado de la respuesta con retraso por parte de los inversionistas o al sesgo por variables omitidas, un problema común en el análisis del estudio de eventos. Para tener en cuenta una posible reacción tardía de los inversionistas, los datos de flujos se acumulan en una ventana de cinco días (semanalmente); para abordar la última, se incluyen algunas variables financieras adicionales.

Nuestros resultados finales muestran lo siguiente: primero, las estimaciones con flujos diarios son bastante robustas a la inclusión de variables adicionales, lo que sugiere que el sesgo de variables omitidas no es una gran preocupación, pero aún hay algunos resultados contraintuitivos; segundo, al usar datos semanales, los signos de los parámetros estimados están más en línea con lo que el canal de reajuste de portafolio implica; es decir, aumentando las entradas después de los anuncios de QE3 y disminuyéndolos después de los eventos de reducción; y tercero, la inclusión de variables adicionales para las estimaciones semanales no conduce a cambios en los signos de las variables binarias de eventos, pero algunas de las primeras se vuelven significativas, lo que sugiere que el sesgo de variables omitidas puede ser relevante, en contraste con lo que observamos para el modelo con datos diarios.

En general, tanto los flujos en acciones como en deuda parecen reaccionar de inmediato a los anuncios inesperados de política monetaria de los Estados Unidos, en particular, si se consideran malas noticias. Un resultado adicional común en todas nuestras estimaciones semanales, y en las diarias para los flujos de deuda, es que el efecto del anuncio inesperado de una reducción en mayo es relativamente más pequeño que el de junio, lo que también puede respaldar la idea expresada anteriormente sobre una reacción más firme por parte de los inversionistas una vez que han evaluado los efectos de dichos anuncios en sus portafolios.

Una forma de interpretar estos resultados es que los inversionistas interesados en instrumentos de deuda se mueven de manera más prudente en comparación con aquellos interesados en acciones,

quienes reaccionan rápidamente a lo que consideran una mala noticia. Una vez que se asimila la sorpresa del anuncio inicial, la probabilidad de un anuncio similar aumenta, lo que lleva a los inversionistas a responder más rápido en el momento en que se produce el evento. Eso explicaría el cambio drástico en los signos, la magnitud y la significancia de los parámetros estimados entre los obtenidos con datos diarios y semanales.

El documento está organizado de la siguiente manera: la segunda sección proporciona algunos hechos estilizados sobre los flujos de capital en México. La tercera sección describe el nuevo conjunto de datos de alta frecuencia y muestra su correlación con los datos de la Balanza de pagos. La cuarta sección describe la metodología del análisis del estudio de eventos. Los resultados se dan en la quinta sección. La sexta sección muestra algunas pruebas de robustez. La séptima sección concluye.

2. Hechos Estilizados Acerca de los Flujos de Capital en México

Hasta antes de la reciente crisis financiera, la inversión extranjera directa (IED) era el principal componente de los flujos de capital hacia México. A partir de enero de 2000 hasta el segundo trimestre de 2008, la participación anual promedio de la IED en las entradas brutas totales fue de alrededor del 88 por ciento. Además, durante la crisis (2008:T3 a 2009:T2) la IED siguió siendo positiva, si bien la cantidad invertida fue menor que en los años anteriores (ver la Figura 1).

Mientras tanto, el promedio anual de los flujos brutos de cartera y otras inversiones representaron solo el 9 y el 3 por ciento de las entradas brutas totales respectivamente, pero aumentaron rápidamente en 2007 y en el primer semestre de 2008 (en este período su participación en las entradas brutas totales fue de 22 y 32 por ciento, respectivamente). En contraste con las entradas de IED, las de cartera y otras inversiones en México sufrieron un importante retroceso durante la crisis (el retiro en tales flujos fue de 5.7 y 10 mil millones de dólares, respectivamente).

Después de la crisis financiera, la búsqueda de rendimiento por parte de los inversionistas alentó un importante repunte de las entradas brutas de cartera (otras inversiones también comenzaron a aumentar pero a un ritmo más lento y por un período más corto que los flujos de cartera). A partir de la segunda mitad de 2009 y hasta el segundo trimestre de 2015, la participación anual promedio de los flujos de cartera se convirtió en el 60 por ciento de los flujos brutos totales, mientras que la participación de la IED y otras inversiones fue de solo 32.5 y el 7.5 por ciento, respectivamente. A pesar del "taper tantrum" en 2013 y el reciente aumento de la volatilidad y la aversión al riesgo en los mercados financieros internacionales desde la segunda mitad de 2014, las entradas brutas

de cartera siguieron registrando valores positivos. No obstante, cayeron rápidamente en el primer semestre de 2015 debido al alto grado de incertidumbre en la economía global, particularmente en las EMEs. Estos cambios significativos en la composición de los flujos de capital en México han hecho que el análisis de la inversión de cartera sea relevante.

Los flujos de cartera se componen de inversión en deuda y acciones. En cuanto a la información provista en la Balanza de Pagos, antes de la crisis dichos flujos jugaron un papel modesto en la cuenta financiera, siendo la inversión en deuda el componente que parecía más atractivo para los inversionistas extranjeros: desde 2000 y hasta la primera mitad de 2008, los flujos en deuda promediaron 0.74 mil millones de dólares, mientras que los de acciones promediaron solo 0.14 mil millones de dólares. Después de la crisis, la inversión en deuda aumentó dramáticamente registrando un flujo promedio de 6.3 mil millones de dólares desde el tercer trimestre de 2009 hasta el segundo trimestre de 2015, mientras que los flujos en acciones aumentaron hasta los 0.57 mil millones de dólares durante el mismo período. La cantidad máxima de entradas en deuda ocurrió en el tercer trimestre de 2012, alcanzando los 14 mil millones de dólares y la máxima en acciones fue de 6.26 mil millones de dólares en el segundo trimestre de 2014 (ver la Figura 2).

Hay que tener en cuenta que durante el episodio del "taper", los flujos de capital cayeron sustancialmente. En particular, se registró una reducción del capital extranjero de alrededor de 5 mil millones de dólares. Por otro lado, incluso en tal escenario de alta volatilidad en los mercados financieros, los flujos de deuda se mantuvieron positivos hasta el primer trimestre de 2015.

Sin embargo, los datos de la Balanza de Pagos tienen dos desventajas en la implementación de política; primero, los datos están disponibles con un retraso significativo; y segundo, la baja frecuencia con la que se producen dichos datos hace que no sean adecuados para analizar la respuesta inmediata de los flujos de cartera durante períodos de incertidumbre. En particular, cuando los mercados perciben un cambio en la postura de la política monetaria de las economías avanzadas. Un análisis con datos a una frecuencia más alta podría dar mejor información sobre cómo se comportan los mercados durante dichos períodos.

3. Datos de Inversión de Portafolio de Alta Frecuencia

En este trabajo, abordamos las deficiencias mencionadas de los datos trimestrales de la Balanza de Pagos utilizando un conjunto de datos novedosos que contiene información diaria sobre las tenencias netas extranjeras de instrumentos de cartera en México (deuda y acciones). Estos datos representan las transacciones de los instrumentos más líquidos en la categoría de inversión de cartera dentro de la Balanza de Pagos. Las fuentes de los datos son Banco de México e INDEVAL,

en adelante, nos referiremos a estos nuevos datos como BN-IND.[4]

Específicamente, BN-IND incluye información sobre todas los instrumentos de deuda emitidos por el gobierno federal, instituciones públicas, compañías estatales, el instituto de seguro de depósitos (IPAB) y por bancos y corporaciones; además de información sobre todas las transacciones en acciones que se realizan en el mercado bursátil mexicano. Siguiendo las definiciones de BoP, definimos la deuda como la agregación de todos los instrumentos de deuda públicos y privados.[5]

Un período particular caracterizado por una alta volatilidad financiera fue 2013. El 22 de mayo de ese año, el presidente de la Reserva Federal (Ben Bernanke) insinuó la posibilidad de reducir el tercer programa de flexibilización cuantitativa, haciendo una segunda aseveración en la reunión del Comité Federal de Mercado Abierto (FOMC, por sus siglas en inglés) del 19 de junio. Como resultado, la reacción de los mercados reveló una mayor aversión al riesgo hacia las EMEs que llevó a salidas significativas de flujos de cartera. En el caso de México, la reducción en acciones fue de alrededor de 6.6 mil millones de dólares entre el 22 de mayo y el 19 de junio. Esta cantidad es bastante significativa, ya que desde principios de 2013 y hasta el 22 de mayo, el monto acumulado invertido en acciones fue de alrededor de 0.6 mil millones de dólares. A su vez, la deuda sufrió una salida de 3.9 mil millones de dólares en el mismo período. Sin embargo, desde el primer día de 2013 y hasta el día anterior al anuncio de Bernanke hubo una entrada acumulada de alrededor de 15.9 mil millones de dólares (ver la Figura 3).

Desde el momento de la segunda aseveración sobre la reducción de QE3 hasta el día anterior a la reunión del FOMC el 18 de septiembre, cuando la Reserva Federal postergó la reducción, el monto acumulado de las entradas en deuda y acciones, registró valores positivos de 0.8 y 1.9 mil millones de dólares, respectivamente. Esto sugiere que los inversionistas ya habían descontado el retraso de la reducción a medida que se acercaba la fecha de la reunión del FOMC. Después de eso y hasta final de año, la inversión extranjera en títulos de deuda aumentó en 8 mil millones de dólares y en 4.6 mil millones de dólares en acciones.

Uno de los principales problemas con los datos de alta frecuencia sobre la inversión de cartera es su empate con la Balanza de Pagos. Al acumular trimestralmente los datos de BN-IND, observamos que están bastante cerca (ver la Figura 4). Los flujos en acciones tienen la mejor coincidencia, ya que son prácticamente idénticos en casi todo el período de análisis, con excepción del cuarto trimestre de 2012 y el primer trimestre de 2014, su correlación con los flujos en acciones en BoP

[4]Citando a Abreu Goodger et al. [2014] INDEVAl es "*... la agencia de depósito de valores (la CSD de México) que también administra al Sistema de Liquidación y Depósito de Valores que es un sistema de liquidación de títulos de deuda pública emitidos localmente ...*" para obtener más información sobre INDEVAL, visite www.indeval.com.mx o vea la referencia citada.

[5]Sin embargo, no contiene información sobre los instrumentos de deuda emitidos en el extranjero.

es del 86 por ciento. Estos desajustes responden a una reclasificación de algunas transacciones en acciones a la categoría de IED. Desafortunadamente, la información no está disponible para excluirlos de la base de datos.

En el caso de los flujos de deuda, aunque no tan cerca como las acciones, se mueven de manera similar a aquellos en la Balanza de Pagos. Las diferencias entre estos dos pueden explicarse por el hecho de que los datos de la Balanza de Pagos incluyen información sobre la deuda emitida en el extranjero, que a veces puede ser bastante significativa e incluso compensar la dinámica de la emitida a nivel nacional. La correlación entre BN-IND y la deuda en la Balanza de Pagos es del 60 por ciento.[6]

Lo anterior sugiere que, de hecho, BN-IND es una muy buena aproximación de los flujos brutos de cartera reportados en la Balanza de Pagos. Específicamente, al compararlo con los datos de Emerging Portfolio Fund Research (EPFR), que también proporciona datos de alta frecuencia para México pero cuya cobertura de fondos representa solo un subconjunto de todas las entradas de la cartera.

La mayor ventaja de EPFR es que proporciona datos de flujos de alta frecuencia para un gran número de países, lo que permite realizar comparaciones y análisis entre ellos. Sin embargo, los datos semanales de EPFR de flujos a México no se aproximan tanto a los de BoP como los de BN-IND. De hecho, las diferencias son bastante llamativas en algunos casos. Por ejemplo, los movimientos opuestos de deuda desde el tercer trimestre de 2013 hasta el primer trimestre de 2014 y desde el cuarto trimestre de 2014 hasta el segundo de 2015. Además, la correlación de datos de EPFR con BoP es más débil: 39 % para deuda y 29 % por ciento para acciones (ver la Figura 5).

4. Metodología

Dada la importancia de los flujos de cartera en México después de la crisis, el objetivo de este trabajo es evaluar cómo los anuncios inesperados de política monetaria en los Estados Unidos afectan la entrada y salida de capital en instrumentos de deuda y acciones y utilizar los resultados como punto de referencia de lo que se puede esperar de la respuesta dela inversión de cartera ante anuncios inesperados.

El análisis se basa en un estudio de eventos siguiendo a Park and Um [2016]. Estos autores afirman que dicha metodología sufre de endogeneidad y sesgo de variables omitidas.[7]. Según los

[6] Si la deuda emitida en el extranjero se elimina de los datos de la Balanza de Pagos, la correlación podría llegar al 86 por ciento.

[7] Para una discusión más amplia acerca de los problemas cuando se usa el análisis de eventos, consulte Gurkaynak et al. [2005], Gurkaynak and Wright [2013]

autores, la endogeneidad podría surgir si la función de reacción de la Fed incluyera los precios de los activos coreanos como un factor que podría afectar su decisión de política monetaria. Sin embargo, el hecho de que la postura de la política monetaria en los Estados Unidos depende únicamente de factores internos, resuelve este problema.

El problema de sesgo por variables omitidas puede ser más difícil de resolver. Los mencionados autores sugieren que este se puede minimizar al reducir la ventana de tiempo de análisis tanto como sea posible, para que solo se capturen las innovaciones de la política monetaria de los Estados Unidos; es decir, cuanto más pequeña sea la ventana de tiempo alrededor del momento en que se realiza el anuncio, mayor será su varianza relativa al de otros choques y el sesgo convergerá a cero. Aprovechando los datos de alta frecuencia, los autores estiman un modelo para el cambio de un día en los instrumentos de deuda coreanos y la inversión extranjera neta utilizando solo variables binarias para los tres programas del QE, la "operation twist", el "taper tantrum" y algunos anuncios de "forward guidance".

Extendiendo estos supuestos para los flujos de cartera hacia México, la respuesta inmediata a los anuncios inesperados de la Reserva Federal se obtiene de la estimación por OLS del siguiente modelo:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 QE3_s + \beta_2 QE3_d + \beta_3 T_m + \beta_4 T_j + \varepsilon_t \tag{1}$$

Donde Y_t representa las entradas brutas diarias en acciones o deuda en miles de millones de dólares.[8] Todas las variables binarias son igual a uno el día después del anuncio. El período de muestra utilizado va del 3 de enero de 2012 hasta el 9 de julio de 2015, debido a que los datos obtenidos de INDEVAL comienzan en esa fecha.

En la ecuación 1, los anuncios de política monetaria de Estados Unidos se analizan por separado. La hipótesis es que los mercados fueron tomados por sorpresa cuando la Reserva Federal mencionó por primera vez el "taper" el 22 de mayo, pero estuvieron más alerta para el anuncio del 19 de junio. Si esto es cierto, la reacción inmediata de los mercados probablemente no fue tan dramática durante mayo. Al introducir dos variables binarias por separado, podemos evaluar si esto sucedió. Entonces, definimos el siguiente conjunto de variables binarias: en primer lugar, $QE3_s$ representa la sugerencia inicial de un posible programa de compra de activos el 13 de septiembre de 2012 y $QE3_d$ para el anuncio que ratifica su implementación el 12 de diciembre de 2012.[9] Fi-

[8]Todas las variables de flujos son estacionarias, vea el Apéndice B.

[9]La Reserva Federal también mencionó el QE3 el 31 de agosto, pero el anuncio fue más claro en septiembre. Además, este anuncio tuvo lugar un viernes y el lunes siguiente, 3 de septiembre, fue el día del Trabajo, lo que

nalmente, los binarias T_m y T_j representan los anuncios del "taper" con fechas 22 de mayo y 19 de junio de 2013, respectivamente.

Los resultados iniciales de la ecuación 1 con datos diarios muestran resultados objetables en el sentido de que la hipótesis nula de no correlación serial en los residuales es rechazada (consulte el Apéndice C). Para corregir este problema, utilizamos el criterio de información bayesiana para incluir rezagos de la variable dependiente según lo recomendado por Enders [2004] (ver Apéndice D). Esto funciona solo para los flujos en deuda, pero no para acciones donde dicho criterio apunta a la inclusión de cero rezagos.[10] En este caso, estimamos la ecuación 1 usando los errores estándar de Newey-West.[11]

Como resultado de lo anterior, el modelo para los flujos diarios de deuda se convierte en:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{I} \rho_i Y_{t-i} + \beta_1 QE3_s + \beta_2 QE3_d + \beta_3 T_m + \beta_4 T_j + \varepsilon_t \tag{2}$$

Donde $I = 2$ de acuerdo al criterio de información Bayesiano.

5. Resultados

Esta sección analiza los efectos de los anuncios de política monetaria de los Estados Unidos en la inversión de cartera en México. Primero, estudiamos la respuesta de los flujos diarios en deuda y en acciones para evaluar el impacto inmediato de dichos anuncios. Segundo, extendemos el análisis a los flujos acumulados semanalmente para dar cuenta de la posible respuesta diferida de los inversionistas.

Los resultados de los flujos diarios en acciones sugieren que el indicio proporcionado por la Reserva Federal, en septiembre de 2012, sobre una posible implementación de QE3, así como su confirmación en diciembre de 2012, tuvo un impacto negativo significativo. El inesperado anuncio hecho por la Reserva Federal el 22 de mayo de 2013 sobre la reducción gradual del QE3 llevó a una disminución en los flujos de capital, pero, sorprendentemente, la segunda vez que se mencionó

dificultó la identificación del efecto de este anuncio en los flujos de la cartera.

[10] Inicialmente, pasamos por alto dicho resultado y estimamos el modelo con flujos de acciones utilizando 1 y hasta 5 rezagos. Los resultados fueron altamente inestables con parámetros estimados que cambiaban de signo con cada especificación diferente.

[11] También es posible use un modelo de tipo ARCH, pero el hecho de que los eventos analizados ocurrieron de forma esporádica hace difícil para dicho modelo capturar todos los efectos de estos eventos. Por otra parte, todas las regresiones incluyen errores estándar robustos o errores estándar de Newey-West para datos diarios de flujos en acciones.

la reducción esta no tuvo efecto (vea la columna 2 en el Cuadro 1).

Los efectos en los flujos diarios en deuda difieren de los obtenidos para acciones. El primero aumentó el día después de la insinuación inicial de un nuevo programa de flexibilización cuantitativa y luego cayó después de la ratificación de dicha medida en diciembre de 2012. Inesperadamente, después de que la reducción fue mencionada por primera vez, los flujos en deuda aumentaron; pero disminuyeron después del anuncio de junio (consulte la columna 3 de el Cuadro 1).

Estos resultados, en cierta medida contrarios a la intuición, pueden originarse por otros factores que influyen en el modelo, como el sesgo por variables omitidas o, como se señaló en la literatura reciente, por una respuesta rezagada de los inversionistas a eventos no anticipados. Autores como Lo Duca [2012] y Hernandez-Murillo and Shell [2014] declaran que los inversionistas reaccionan una vez que han analizado e interpretado toda la información relevante sobre el impacto del anuncio inesperado en sus portafolios. En este sentido, extendemos nuestro análisis a flujos semanales. Los datos de los flujos en deuda y acciones se acumulan en una ventana de cinco días hábiles de jueves a miércoles.[12]. Debido a que todos los eventos ocurrieron en miércoles, las variables binarias para cada QE3 y cada anuncio del "taper" son iguales a uno la semana siguiente. Este enfoque ayuda a estimar el impacto acumulado de la política monetaria de los Estados Unidos sobre los flujos en deuda y acciones hasta por cinco días hábiles (una semana) después de cada anuncio.

Las estimaciones muestran algunas diferencias importantes con respecto a las obtenidas con datos diarios. En el caso de las acciones, el indicio de septiembre no tuvo un efecto significativo, mientras que la confirmación de QE3 en diciembre de 2012 tiene un impacto positivo significativo. El anuncio del "taper" en junio de 2013 ahora está asociado con una caída significativa de flujos en acciones, mientras que la inesperada mención en mayo de 2013 no fue relevante (ver la columna 2 del Cuadro 2).

De la misma manera, las estimaciones de los flujos en deuda también cambiaron drásticamente. Aunque todos los parámetros estimados siguen siendo significativos, un par de ellos cambiaron los signos. Primero, el evento QE3 de diciembre ahora tiene un impacto positivo en la deuda, mientras que el efecto del anuncio del "taper" en mayo tiene un impacto negativo significativo (vea la columna 3 en el Cuadro 2).

Los nuevos resultados tienen puntos a favor y en contra de la hipótesis de una respuesta tardía de los inversionistas. Por un lado, no está claro que esta suposición se mantenga porque el efecto de la sugerencia de QE3 en septiembre se mantiene prácticamente sin cambios, ya sea que se tomen datos acumulados diarios o semanales. Además, en el caso de flujos de deuda, el coeficiente estimado para la variable binaria T_j cambió solo ligeramente.

[12]Esto es común en otras bases de datos que reportan datos financieros semanales, como el EPFR

Por otro lado, parece haber una respuesta rezagada de los flujos en acciones y en deuda durante la confirmación del QE3, dado que en ambos casos el parámetro estimado pasó de negativo y significativo, en los resultados diarios, a positivo y significativo en las estimaciones de cinco días. Además, lo mismo se puede decir para el evento inesperado del "taper" en mayo, que cambia de no significativo con datos diarios a negativo y significativo para los flujos en deuda acumulados a cinco días.

6. Pruebas de Robustez

Hasta ahora, hemos ignorado si el problema de sesgo por variables omitidas sigue siendo importante en nuestras estimaciones. En particular, debido a que los flujos de cartera también pueden responder a otras variables financieras que también se mueven a una frecuencia más alta, aumentamos la Ecuación 2 para evaluar, de manera sencilla, si el sesgo por variables omitidas está afectando nuestros resultados.

Como es común en la literatura de flujos de capital, las variables adicionales deben representar factores nacionales y extranjeros (también conocidos como factores de atracción y empuje). Las variables domésticas incluidas son el tipo de cambio nominal frente al dólar estadounidense y la tasa de equilibrio interbancario a 3 meses como proxy de la tasa de interés interna a corto plazo. Las variables extranjeras son el índice VIX como proxy del riesgo global y los precios del petróleo representados por el WTI.[13] Las fuentes de estas variables son el Banco de México, Bloomberg y la Reserva Federal de St. Louis FRED.

Antes de continuar con la estimación, es importante tener en cuenta que las diferencias en los días festivos entre México y los Estados Unidos llevaron a varios desajustes de la base de datos. Por ejemplo, el 12 de diciembre es un día festivo en México, por lo que no hay datos para las variables mexicanas mientras si hay información para las variables de los Estados Unidos. Como primer paso, los datos se ajustan para tener en cuenta los días festivos en ambos países al eliminar dichas observaciones de la base de datos. Las pocas brechas restantes en los datos se llenan promediando la observación anterior y la siguiente. Por lo tanto, el modelo se convierte en:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{I} \rho_i Y_{t-i} + \beta' UMP_t + \gamma' X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3}$$

[13] Otras variables consideradas fueron CDS para México, swaps de tipo de cambio, el EMBI, el índice S&P500 y el certificado de depósitos para México; ninguno tuvo un efecto significativo.

Donde UMP_t es una matriz que contiene las cuatro variables ficticias descritas en la Ecuación 2, X_{t-1} es una matriz de variables adicionales que contiene la primera diferencia en la tasa de interés interna a corto plazo, la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal, el índice VIX y la tasa de crecimiento de los precios del petróleo, todos introducidos con un rezago para tomar en cuenta el tipo de información que los inversionistas tienen al momento de asignar los activos dentro de su portafolio; β y γ son vectores de parámetros estimados.[14] Como antes, el número de rezagos incluidos en la estimación se seleccionó de acuerdo con el criterio de información Bayesiano.

Los resultados con datos diarios se muestran en las columnas 2 y 3 del Cudaro 3. Al compararlos con los del Cuadro 1, podemos concluir que estos son robustos a la inclusión de variables, con diferencias menores entre los parámetros estimados de las variables que representan los anuncios de política monetaria.

Una forma sencilla de identificar los efectos del sesgo por variables omitidas es probar la igualdad de parámetros utilizando la prueba generalizada de Hausman propuesta por Wessie [1999], quien modifica la estimación de la varianza de la diferencia entre los coeficientes para tener en cuenta su covarianza. Los resultados están en el Cuadro 4 columnas 2 y 3.

Con datos de frecuencia diaria, los parámetros del programa de flexibilización cuantitativa y del "taper" no son estadísticamente diferentes, con y sin variables financieras. Esto está a favor de la declaración de Park and Um [2016] de que cuanto menor sea la ventana del análisis del estudio de eventos, menor será la posibilidad de que el sesgo por variables omitidas sea un problema importante. Sin embargo, tal problema puede ser relevante una vez que el análisis pasa de datos diarios a semanales, ya que otras variables pueden influir en las decisiones de los inversionistas.

La prueba generalizada de Hausman no puede rechazar la hipótesis nula de igualdad de parámetros para los flujos semanales en acciones, consulte la columna 4 del Cuadro 4. Sin embargo, al incluir variables adicionales, observamos que el cambio en los precios del petróleo tiene una relación positiva significativa. Con flujos en acciones semanales, esto significa que los eventos previos en el mercado del petróleo también son un factor importante para este tipo de inversiones.

La misma prueba encuentra que los coeficientes estimados para el anuncio de QE3 de septiembre no son significativamente diferentes en el caso de los datos de deuda, pero rechaza enérgicamente la hipótesis nula para todos los demás coeficientes, consulte la columna 5 del Cuadro 4. Además, el tipo de cambio tiene un impacto negativo significativo en los flujos en deuda, por lo que una depreciación del peso hace que los inversionistas pierdan su apetito por deuda mexicana, lo que puede estar contribuyendo al rápido ritmo en que los flujos de deuda han estado cayendo

[14]Las tasas de interés domésticas se promediaron primero en el intervalo de cinco días y luego se obtuvo la primera diferencia. Se obtuvieron tasas de crecimiento semanal promedio para los otros con excepción del índice VIX que ya es estacionario (consulte el Apéndice B).

recientemente.

Estos resultados sugieren que el sesgo por variables omitidas es un problema menor para el modelo con datos diarios, pero está afectando los resultados semanales. Por lo tanto, se debe tener cuidado al especificar un análisis de estudio de eventos. En particular, es importante tener en cuenta la frecuencia de los datos, así como la inclusión de rezagos y de variables adicionales.

Retomando la hipótesis de respuesta demorada por parte de los inversionistas para el caso de flujos en acciones, no está claro que esta exista. Sin embargo, considere lo siguiente; cuando se confirmó la implementación del QE3, la Fed ya había dado pistas en la reunión anterior del FOMC de septiembre, por lo que los mercados no se sorprendieron por la confirmación de diciembre y siguieron utilizando sus estrategias de inversión originales. Luego, en los días siguientes después de estudiar la información disponible, los inversionistas vieron que este evento implicaba que se mantendría una postura de política monetaria muy relajada por un tiempo y que un lugar para obtener mayores rendimientos en ese momento era México.

Algo similar ocurre si analizamos los coeficientes del "taper". Cuando la Fed sorprendió a los mercados a fines de mayo, los inversionistas lo vieron como una muy mala noticia y tomaron medidas de inmediato, lo que llevó a una caída de los flujos en acciones. Luego, cuando se mencionó por segunda vez, no reaccionaron tan rápido, consulte el Cuadro 2 columna 1 y Cudaro 3 columnas 2 y 4.

En el caso de los flujos en deuda, la respuesta tardía de los inversionistas puede estar jugando un papel más relevante. Principalmente debido al hecho de que algunos de los coeficientes muestran cambios drásticos en los signos e incluso de significancia, Cuadro 3 columnas 3 y 5. Una explicación de este fenómeno podría ser que los inversionistas interesados en deuda presten más atención a los fundamentos macroeconómicos internos, que en el caso de México eran y siguen siendo bastante sólidos, y no fue hasta que los inversionistas se dieron cuenta de que el "taper" podría afectarlos cuando decidieron responder.

Un resultado adicional común en todas nuestras estimaciones semanales, y en las diarias para los flujos en deuda, es que el coeficiente de la variable binaria T_m es más pequeño que el de T_j, lo que también puede respaldar la idea expresada anteriormente sobre una más determinada respuesta de los inversionistas después de evaluar los efectos de dichos anuncios en sus portafolios.

En general, nuestros resultados muestran que la reacción de los flujos en deuda a la política monetaria de los Estados Unidos es más fuerte que la de las acciones, lo que concuerda con los hallazgos de publicaciones anteriores como Fratzscher et al. [2012], Lim et al. [2014] y Dahlhaus and Vasishtha [2014]. En particular, Lim et al. [2014] declara que el canal de reajuste de portafolio es el principal factor que afecta la inversión en deuda, pero que no es significativo para las acciones

y eso podría explicar por qué los flujos de deuda son más sensibles a los anuncios de política monetaria.

En este sentido, Chen et al. [2014] utiliza una modificación de la metodología de Gurkaynak et al. [2005, 2007b] para aislar tanto el reajuste de portafolio como los canales de señalización de la política monetaria en los Estados Unidos. Esta metodología se puede usar también para ver cómo estos canales afectan los flujos en deuda y acciones hacia México. Desafortunadamente, los resultados no proporcionan información sobre los efectos que cada tipo de canal tiene en dichos flujos, ya que no se encontraron parámetros estimados significativos (consulte el Apéndice D para obtener detalles sobre la metodología y los resultados).

Al final del día, tomar en cuenta la posible respuesta tardía de los inversionistas, la frecuencia con la que se analizan los datos y el problema de sesgo por variables omitidas puede ayudar a los hacedores de políticas a evaluar cómo estos flujos responderán a anuncios inesperados de política monetaria de los Estados Unidos.

7. Conclusión

Después de la crisis financiera, la implementación de UMP y las tasas de interés cercanas a cero en las economías avanzadas llevaron a un aumento significativo en los flujos de cartera hacia México. Ahora, un nuevo contexto económico caracterizado por el final de tales programas y el proceso de normalización de la política monetaria en los Estados Unidos han llevado a una caída marcada de dichos flujos, lo que aumenta los riesgos de salidas de capital que podrían desestabilizar la economía del país receptor.

En este trabajo, seguimos el enfoque de Park and Um [2016] de un análisis de eventos para evaluar cómo los flujos de la cartera a México respondieron a los anuncios inesperados de política monetaria de los Estados Unidos, utilizando un conjunto de datos novedosos sobre la inversión extranjera en deuda y acciones con frecuencia diaria. El análisis se centró en los anuncios relacionados con el tercer programa de relajación cuantitativa y el episodio del "taper tantrum". Los resultados se pueden usar como un escenario de referencia para la forma en que estos flujos podrían reaccionar al enfrentar otro anuncio inesperado.

Las estimaciones muestran que el modelo con datos diarios es bastante robusto a la inclusión de variables adicionales, por lo que el sesgo de variables omitidas no es un problema importante, si bien hay algunos resultados contraintuitivos. Estos se corrigen cuando acumulamos los datos en una ventana de cinco días. Aquí, los resultados muestran un aumento del capital extranjero después de los anuncios de QE3 y una caída después del evento del "taper", en particular para los flujos

en deuda. Nuestros resultados también sugieren que el sesgo por variables omitidas puede ser un tema relevante cuando se usan flujos semanales, ya que cuando incluimos variables adicionales en el modelo, algunas resultan significativas.

Una forma de interpretar estos resultados es que los inversionistas interesados en instrumentos de deuda se mueven con mayor prudencia que aquellos interesados en acciones, los que reaccionan rápidamente a lo que consideran una mala noticia. Entonces, una vez que se asimila la sorpresa del anuncio inicial, aumenta la probabilidad de un segundo anuncio relacionado, lo que lleva a los inversionistas a responder más rápido. Eso explicaría el cambio drástico en los signos y la significancia de los parámetros estimados entre flujos de deuda diarios y semanales.

Trabajos futuros podrían incluir el estudio de qué tan persistentes son los efectos de los anuncios de política monetaria en los flujos de cartera hacia México. Además, siguiendo a Fratzscher et al. [2013] puede ser interesante abordar cómo cada compra de activos por parte de la Reserva Federal afectó la dinámica de estos flujos.

Referencias

G. B. Abreu Goodger, M. R. Acosta Arellano, C. Alvarez Toca, J. J. Cortina Morfin, M. D. Gallardo Garcia, J. R. Garcia Padilla, L. Jimenez Vazquez, J. A. Santaella Castell, C. Tapia Rangel, and M. S Tegho Villareal. *El Mercado de valores gubernamentales en Mexico*. Banco de Mexico, 2014.

David Bowman, Juan M. Londono, and Horacio Sapriza. U.S. Unconventional Monetary Policy and Transmission to Emerging Market Economies. International Finance Discussion Papers 1109, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), June 2014. URL `https://ideas.repec.org/p/fip/fedgif/1109.html`.

Jiaqian Chen, Tommaso Mancini Griffoli, and Ratna Sahay. Spillovers from United States Monetary Policy on Emerging Markets: Different this Time? IMF Working Paper 14/240, International Monetary Fund, December 2014.

Tatjana Dahlhaus and Garima Vasishtha. The Impact of U.S. Monetary Policy Normalization on Capital Flows to Emerging-Market Economies. Staff Working Papers 14-53, Bank of Canada, 2014. URL `https://ideas.repec.org/p/bca/bocawp/14-53.html`.

W. Enders. *Applied Econometric Time Series*. Wiley Series in Probability and Statistics - Applied Probability and Statistics Section Series. J. Wiley, 2004. ISBN 9780471451730. URL `https://books.google.com.mx/books?id=1bDCQgAACAAJ`.

Marcel Fratzscher. Capital flows, push versus pull factors and the global financial crisis. *Journal of International Economics*, 88(2):341–356, 2012. URL `https://ideas.repec.org/a/eee/inecon/v88y2012i2p341-356.html`.

Marcel Fratzscher, Marco Lo Duca, and Roland Straub. A global monetary tsunami? On the spillover of U.S. Quantitative Easing. CEPR Discussion Papers 9195, C.E.P.R. Discussion Papers, April 2012.

Marcel Fratzscher, Marco Lo Duca, and Roland Straub. On the international spillovers of US quantitative easing. Working Paper Series 1557, European Central Bank, 2013. URL https://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20131557.html.

Refet S. Gurkaynak and Jonathan H. Wright. Identification and Inference Using Event Studies. *Manchester School*, 81:48–65, 09 2013. URL https://ideas.repec.org/a/bla/manchs/v81y2013ip48-65.html.

Refet S Gurkaynak, Brian Sack, and Eric Swanson. Do Actions Speak Louder Than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements. *International Journal of Central Banking*, 1(1), May 2005. URL https://ideas.repec.org/a/ijc/ijcjou/y2005q2a2.html.

Refet S. Gurkaynak, Brian Sack, and Jonathan H. Wright. The U.S. Treasury yield curve: 1961 to the present. *Journal of Monetary Economics*, 54(8):2291–2304, November 2007a. URL https://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v54y2007i8p2291-2304.html.

Refet S. Gurkaynak, Brian T. Sack, and Eric P. Swanson. Market-Based Measures of Monetary Policy Expectations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 25:201–212, April 2007b. URL https://ideas.repec.org/a/bes/jnlbes/v25y2007p201-212.html.

Ruben Hernandez-Murillo and Hannah Shell. The Rising Complexity of the FOMC Statement. Technical Report 23, 2014. URL https://ideas.repec.org/a/fip/fedles/00021.html.

Chotibhak Jotikasthira, Christian Lundblad, and Tarun Ramadorai. Asset Fire Sales and Purchases and the International Transmission of Funding Shocks. *Journal of Finance*, 67(6):2015–2050, December 2012. URL https://ideas.repec.org/a/bla/jfinan/v67y2012i6p2015-2050.html.

Jamus Jerome Lim, Sanket Mohapatra, and Marc Stocker. Tinker, Taper, QE, Bye ? The Effect of Quantitative Easing on Financial Flows to Developing Countries. Policy Research Working Paper Series 6820, The World Bank, March 2014. URL https://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/6820.html.

Marco Lo Duca. Modelling the Time Varying Determinants of Portfolio Flows to Emerging Markets. Working Paper Series 1468, European Central Bank, September 2012. URL https://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20121468.html.

Ki Young Park and Ji Yong Um. Spillover Effects of United States' Unconventional Monetary Policy on Korean Bond Markets: Evidence from High-Frequency Data. *The Developing Economies*, 54(1):27–58, 2016. ISSN 1746-1049. doi: 10.1111/deve.12095. URL http://dx.doi.org/10.1111/deve.12095.

James Stock and Mark W. Watson. *Introduction to Econometrics*. Prentice Hall, New York, 2003.

J. Wessie. Seemingly unrelated estimation and the cluster-adjusted sandwich estimator. Technical report, 1999.

8. Cuadros y Gráficas

Cuadro 1: Efectos de QE3 y "Taper" Sobre Flujos Diarios de Cartera

	Acciones[a]	Deuda[b]
Y_{t-1}	-	**-0.334*** **
	-	**(0.000)**
Y_{t-2}	-	**-0.170*** **
	-	**(0.000)**
QE3 Septiembre	**-0.035*** **	**0.884*** **
	(0.002)	**(0.000)**
QE3 Diciembre	**-0.025** **	**-0.955*** **
	(0.027)	**(0.000)**
"Taper" Mayo	**-0.065*** **	**0.967*** **
	(0.000)	**(0.000)**
"Taper" Junio	-0.012	**-4.034*** **
	(0.266)	**(0.000)**
N	853	851
R2	0.000	0.120
R2 ajustada	-0.005	0.113
RMSE	0.301	1.182
Pruebas de autocorrelación[c]		
Durbin-Watson	-	0.403
	-	(0.525)
Breusch-Godfrey	-	0.407
	-	(0.524)

[a] P-valores obtenidos con errores estándar de Newey-West standard asumiendo que la correlación desaparece después de 7 días utilizando la regla de Stock and Watson [2003].

[b] P-valores obtenidos con errores estándar robustos de MCO, El criterio de información Bayesiano (BIC) sugiere la inclusión de dos rezagos en el modelo para flujos en deuda y cero para acciones, ver Apéndice **??**.

[c] La nula en ambas pruebas es que no hay correlación serial en los residuales.
P-valores en paréntesis $*$ significante al 10% $**$ significativo al 5% $***$ significativo al 1%.

Cuadro 2: Efectos de QE3 y "Taper" Sobre Flujos Semanales de Cartera

	Acciones[a]	Deuda[a]
Y_{t-1}	-	**-0.227*** **
	-	**(0.000)**
QE3 Septiembre	-0.004	**1.271*** **
	(0.934)	**(0.000)**
QE3 Diciembre	**0.847*** **	**2.430*** **
	(0.000)	**(0.000)**
"Taper" Mayo	-0.058	**-1.116*** **
	(0.283)	**(0.000)**
"Taper" Junio	**-0.897*** **	**-4.226*** **
	(0.000)	**(0.000)**
N	185	184
R2	0.016	0.093
R2 ajustada	-0.006	0.067
RMSE	0.716	1.813
Pruebas de autocorrelación[b]		
Durbin-Watson	0.119	0.014
	(0.730)	(0.904)
Breusch-Godfrey	0.123	0.015
	(0.726)	(0.902)

[a] El criterio de información Bayesiano (BIC) sugiere la inclusión de dos rezagos en el modelo para flujos en deuda y cero para acciones, ver Apéndice **??**.

[b] La nula en ambas pruebas es que no hay correlación serial en los residuales.
P-valores obtained from OLS robust standard en paréntesis: $*$ significativo al 10% $**$ significativo al 5% $***$ significativo al 1%.

Cuadro 3: Efectos de QE3 y "Taper" Sobre Flujos Diarios y Semanales de Cartera

	Flujos Diarios		Flujos Semanales	
	Acciones[a]	Deuda[b]	Acciones[b]	Deuda[b]
Y_{t-1}	-	**-0.336*** **	-	**-0.235*** **
	-	**(0.000)**	-	**(0.001)**
Y_{t-2}	-	**-0.171*** **	-	-
	-	**(0.000)**	-	-
QE3 Septiembre	**-0.053*** **	**0.871*** **	0.092	**1.167*** **
	(0.039)	**(0.000)**	(0.157)	**(0.000)**
QE3 Conf Dec.	**-0.027** **	**-0.948*** **	**0.750*** **	**1.961*** **
	(0.035)	**(0.000)**	**(0.000)**	**(0.000)**
"Taper" Mayo	**-0.066*** **	**1.006*** **	0.065	**-0.680*** **
	(0.001)	**(0.000)**	(0.638)	**(0.007)**
"Taper" Junio	0.009	**-4.094*** **	**-0.738*** **	**-3.765*** **
	(0.878)	**(0.000)**	**(0.000)**	**(0.000)**
Δi_{t-1}	-0.064	-0.027	-1.033	-1.943
	(0.669)	(0.988)	(0.647)	(0.385)
E_{t-1}	-0.005	0.024	-0.376	**-0.929** **
	(0.799)	(0.724)	(0.151)	**(0.048)**
VIX_{t-1}	-0.005	-0.003	-0.001	0.053
	(0.103)	(0.838)	(0.965)	(0.282)
Oil_{t-1}	0.002	0.029	**0.099** **	-0.121
	(0.505)	(0.228)	**(0.024)**	(0.577)
N	851	851	183	183
R2	0.00	0.122	0.065	0.119
R2 ajustada	-0.006	0.111	0.022	0.073
RMSE	0.302	1.184	0.709	1.808
Pruebas de autocorrelación[c]				
Durbin-Watson	-	0.791	0.282	0.183
	-	(0.374)	(0.596)	(0.669)
Breusch-Godfrey	-	0.802	0.298	0.194
	-	(0.371)	(0.585)	(0.660)

[a] P-valores obtenidos con errores estándar de Newey-West standard asumiendo que la correlación desaparece después de 7 días utilizando la regla de Stock and Watson [2003].

[b] P-valores obtenidos con errores estándar robustos de MCO, El criterio de información Bayesiano (BIC) sugiere la inclusión de dos rezagos en el modelo para flujos en deuda y cero para acciones, ver Apéndice **??**.

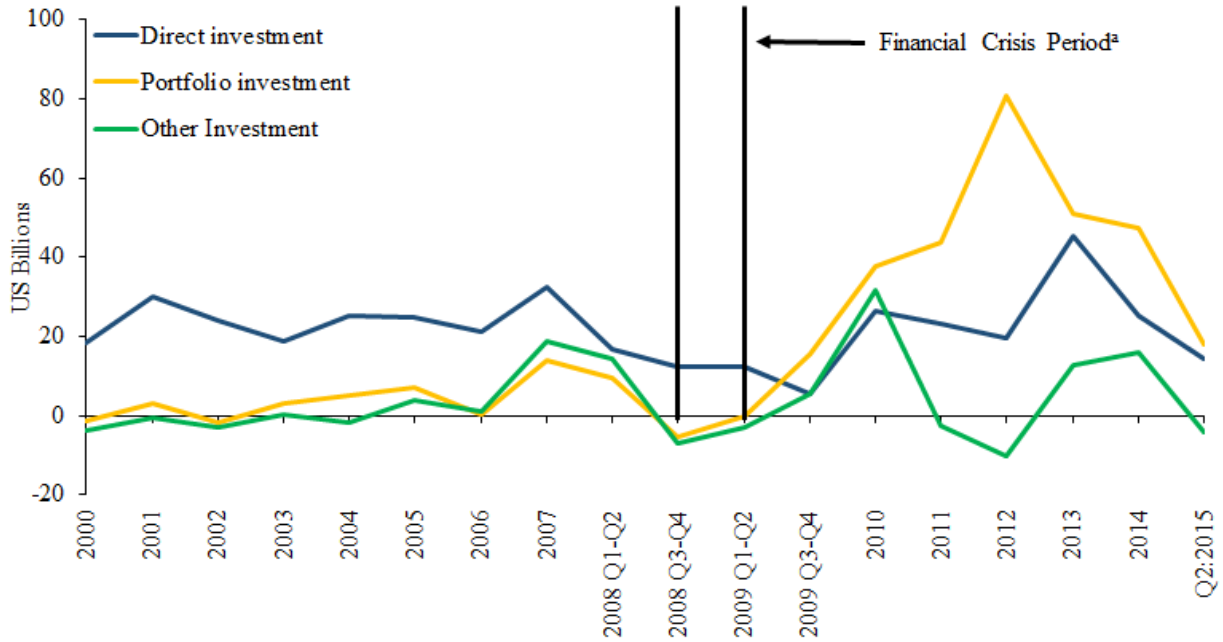
[c] La nula en ambas pruebas es que no hay correlación serial en los residuales.
P-valores en paréntesis: $*$ significativo al 10% $**$ significativo al 5% $***$ significativo al 1%.

Cuadro 4: Prueba Generalizada de Hausman de Igualdad de Parámetros

	Flujos Diarios		Flujos Semanales	
Test	Acciones	Deuda	Acciones	Deuda
$QE3_{s1} = QE3_{s2}$	0.140	0.020	0.220	0.370
	(0.712)	(0.890)	(0.641)	(0.541)
$QE3_{d1} = QE_{d2}$	0.050	0.040	0.740	**4.71****
	(0.828)	(0.836)	(0.389)	**(0.030)**
$T_{m1} = T_{m2}$	0.010	0.320	1.560	**5.92****
	(0.914)	(0.571)	(0.212)	**(0.015)**
$T_{j1} = T_{j2}$	0.180	0.130	1.410	**3.09***
	(0.671)	(0.719)	(0.236)	**(0.079)**

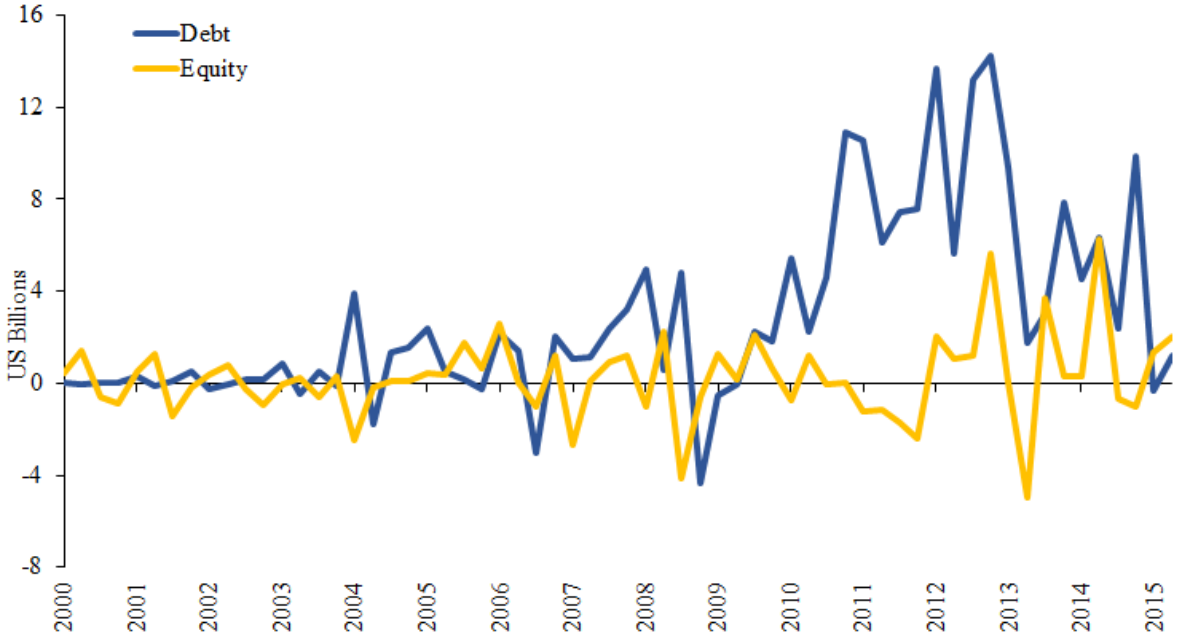
La nula asume que ambos coeficientes son iguales.
La prueba de Hausman usa como estimador de la varianza de las diferencias $V(b-B)$ as $V(b)-V(B)$, mientras que Wessie [1999] sugiere usar $V(b)-cov(b,B)-cov(B,b)+V(B)$
P-valores en paréntesis. $*$ significativo al 10% $**$ significativo al 5% $***$ significativo al 1%.

Figura 1: Flujos de Capital en México



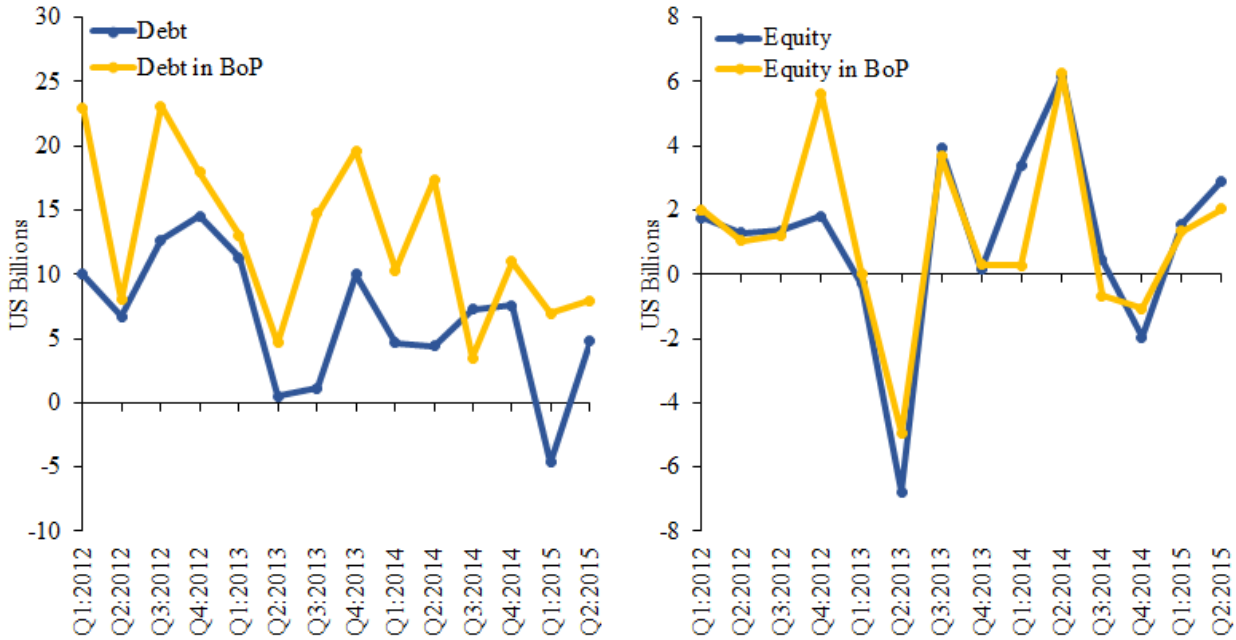
a. De 2008 a 2009 los flujos de capital se agregaron en periodos de 6 meses para mostrar de manera más clara su dinámica durante la crisis financiera.
Fuente: Banco de México, Estadísticas de Balanza de Pagos.

Figura 2: Componentes de la Inversión de Cartera por Trimestres



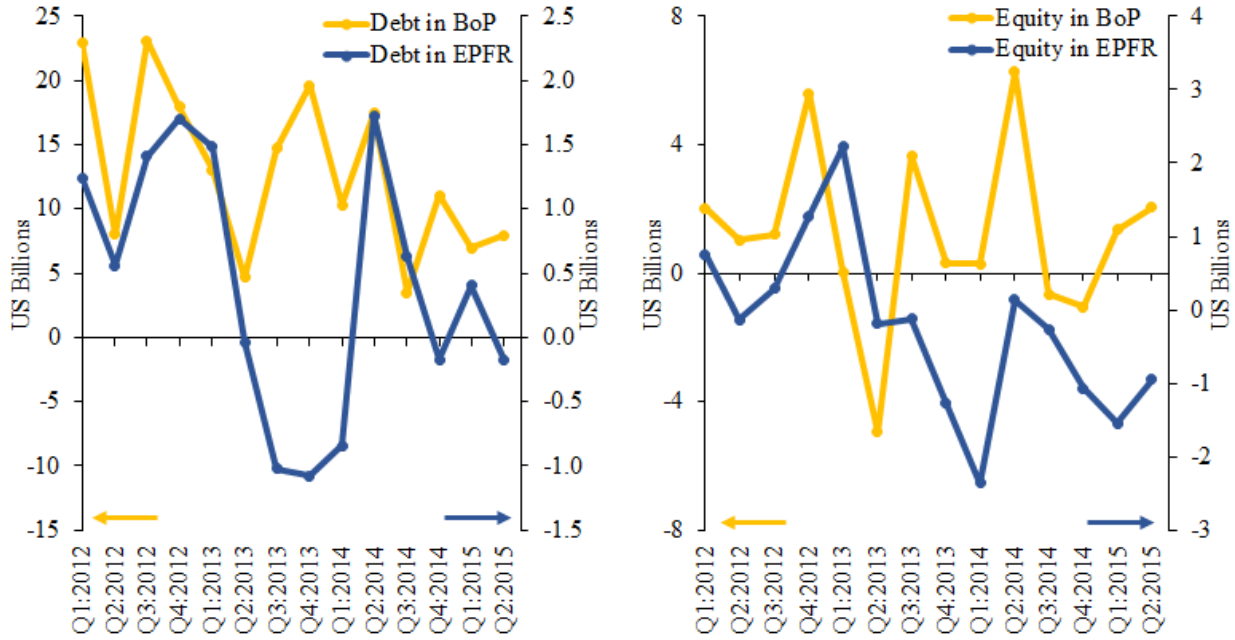
1/ Se excluyen los valores emitidos en el exterior.
Fuente: Banco de México, Estadísticas de Balanza de Pagos.

Figura 3: Flujos en Acciones y Deuda Acumulados en 2013



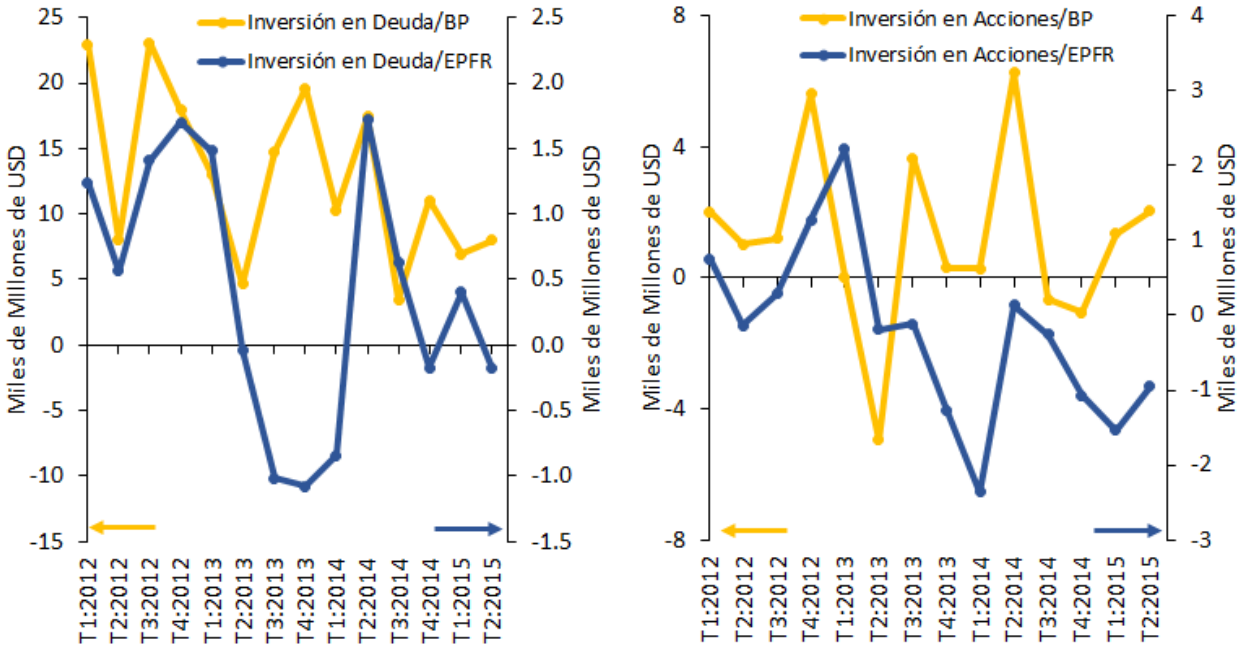
Fuente: Banco de México e INDEVAL.

Figura 4: BN-IND vs Balanza de Pagos



Fuente: Banco de México e INDEVAL.

Figura 5: EPFR vs Balanza de Pagos



Fuente: Banco de México y EPFR.

A. Apéndice

Cuadro A.1: Estadísticas de Resumen

		Flujos Diarios		Flujos Semanales	
	Unidades	Media	Desv. Estándar	Media	Desv. Estándar
Flujos					
Acciones	Miles de millones de USD	0.017	0.300	0.080	0.714
Deuda	Miles de millones de USD	0.109	1.261	0.502	1.892
Variables domésticas					
E	MXN/USD	13.384	0.861	13.399	0.873
i	Porciento	4.071	0.621	4.069	0.624
Variables externas					
VIX	Índice	15.369	2.825	15.430	2.720
Oil	Dólares por barril	89.014	17.335	88.724	17.558
Observaciones		853	853	185	185

Fuente: Banco de México, Bloomberg, Federal Reserve Bank of Saint Louis FRED.

B. Apéndice

Cuadro B.1: Pruebas de Raíz Unitaria

	Flujos Diarios		Flujos Semanales	
	Aug. Dickey-Fuller	Phillips-Perron	Aug. Dickey-Fuller	Phillips-Perron
Variables dependientes				
Acciones	**-26.92*** **	**-26.92*** **	**-13.20*** **	**-13.20*** **
	(0.00)	**(0.00)**	**(0.00)**	**(0.00)**
Deuda	**-39.06*** **	**-42.12*** **	**-16.56*** **	**-16.37*** **
	(0.00)	**(0.00)**	**(0.00)**	**(0.00)**
Variables domésticas				
FX GROWTH	**-31.66*** **	**-31.64*** **	**-13.88*** **	**-13.89*** **
	(0.00)	**(0.00)**	**(0.00)**	**(0.00)**
Δi	**-29.49*** **	**-29.50*** **	**-10.28*** **	**-10.17*** **
	(0.00)	**(0.00)**	**(0.00)**	**(0.00)**
Variables externas				
VIX INDEX	**-6.31*** **	**-5.92*** **	**-4.74*** **	**-4.66*** **
	(0.00)	**(0.00)**	**(0.00)**	**(0.00)**
OIL PRICE GROWTH RATE	**-32.86*** **	**-32.73*** **	**-13.03*** **	**-13.15*** **
	(0.00)	**(0.00)**	**(0.00)**	**(0.00)**

Bajo la hipótesis nula, existe raíz unitaria.
P-valores en paréntesis. $*$ significativo al 10% $**$ significativo al 5% $***$ significativo al 1%.

C. Apéndice

Cuadro C.1: Estimación de la Ecuación 1 por MCO en Flujos Diarios de Deuda y Acciones a México

	Acciones	Deuda
QE3 Septiembre	-0.035	1.420
	(0.908)	(0.259)
QE3 Diciembre	-0.025	-1.087
	(0.935)	(0.387)
"Taper" Mayo	-0.065	0.309
	(0.829)	(0.806)
"Taper" Junio	-0.012	**-3.512*****
	(0.967)	**(0.005)**
N	853	853
R2	0.000	0.012
R2 ajustada	-0.005	0.007
RMSE	0.301	1.257
Pruebas de autocorrelación[a]		
Durbin-Watson	**5.296****	**73.511*****
	(0.021)	**(0.000)**
Breusch-Godfrey	**5.300****	**68.119*****
	(0.021)	**(0.000)**

[a] La nula en ambas pruebas es de no correlación serial en los residuales.
P-valores en paréntesis. $*$ significativo al 10 % $**$ significativo al 5 % $***$ significativo al 1 %.

Cuadro C.2: Estimación de la Ecuación 1 por MCO en Flujos Semanales de Deuda y Acciones a México

	Acciones	Deuda
QE3 Septiembre	-0.004	1.193
	(0.995)	(0.529)
QE3 Diciembre	0.847	2.101
	(0.240)	(0.268)
"Taper" Mayo	-0.058	-1.032
	(0.936)	(0.586)
"Taper" Junio	-0.897	**-3.278*****
	(0.213)	**(0.085)**
N	185	185
R2	0.016	0.027
R2 ajustada	-0.006	0.005
RMSE	0.716	1.888
Pruebas de autocorrelación[a]		
Durbin-Watson	0.118	**11.009*****
	(0.732)	**(0.001)**
Breusch-Godfrey	0.121	**10.719*****
	(0.728)	**(0.001)**

[a] La nula en ambas pruebas es de no correlación serial en los residuales.
P-valores en paréntesis. $*$ significativo al 10% $**$ significativo al 5% $***$ significativo al 1%.

D. Apéndice

Cuadro D.1: Criterio de Selección de Rezagos

	Flujos Diarios				Flujos Semanales			
	Acciones		Deuda		Acciones		Deuda	
Rezagos	AIC[a]	BIC[b]	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
0	-2.401	**-2.399***	0.465	0.470	**-0.669***	**-0.652***	1.281	1.299
1	**-2.407***	-2.396	0.375	0.386	-0.653	-0.618	**1.237***	**1.272***
2	-2.405	-2.388	0.350	**0.366***	-0.642	-0.590	1.243	1.296
3	-2.401	-2.379	0.351	0.373	-0.628	-0.558	1.259	1.329
4	-2.399	-2.371	**0.347***	0.374	-0.620	-0.532	1.267	1.355
5	-2.396	-2.363	0.349	0.383	-0.605	-0.499	1.275	1.381
6	-2.393	-2.354	0.350	0.389	-0.589	-0.464	1.291	1.416

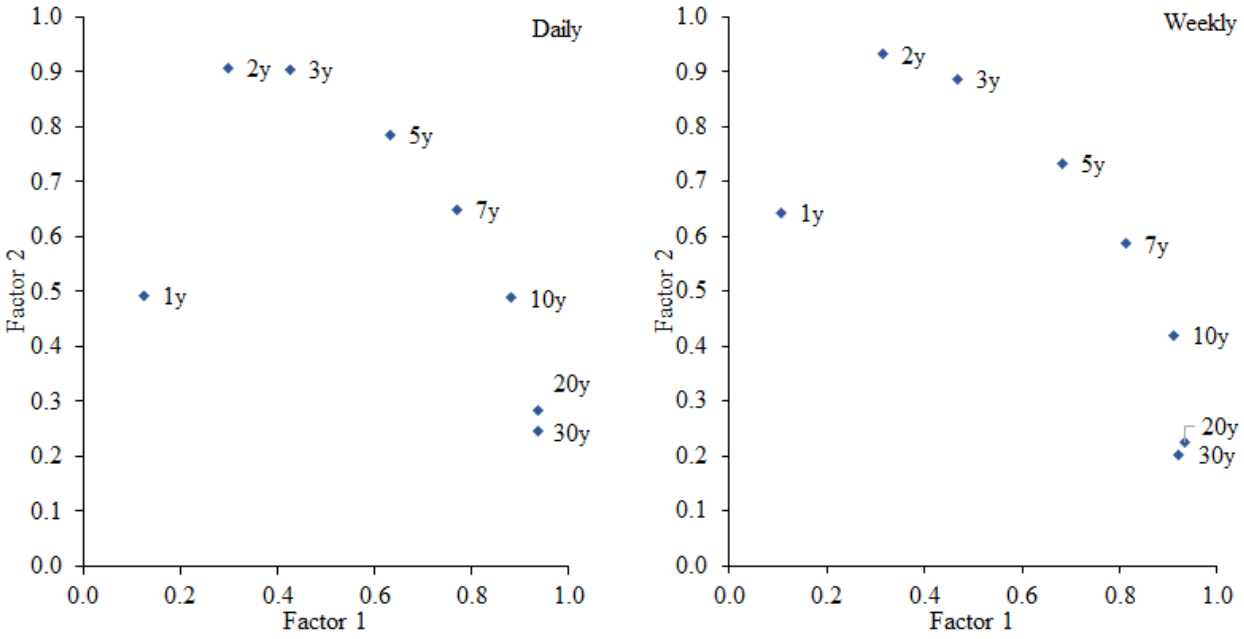
[a] Criterio de Información de Akaike.
[b] Criterio de Información Bayesiano.
$*$ indica el número de rezagos recomendado por cada criterio.

E. Apéndice

El segundo método utilizado por Park and Um [2016] se basa en Chen et al. [2014] y consiste en identificar los eventos de política monetaria substrayendo información de los retornos de los bonos del Tesoro de Estados Unidos con vencimientos de 1 a 30 años. Este es una modificación de Gurkaynak et al. [2005, 2007b] quienes substraen dos factores, uno correlacionado con las expectativas de largo plazo de la política monetaria representando el canal de reajuste de portafolio (llamado también el factor de mercado) y el otro correlacionado con eventos de corto plazo representando el canal de señalización.

Estos factores son la rotación de los dos componentes principales de los retornos de los bonos del Tesoro, como propone Gurkaynak et al. [2007a].[15] El primer componente es el factor de mercado dada su alta correlación con los retornos de bonos con vencimiento de 5 o más años, y el segundo componente principal representa el canal de señalización debido a su alta correlación con los retornos de bonos con vencimiento de menos de 5 años, ver Figura E.1.

Figura E.1: Correlación entre Factores y Retornos de Bonos del Tesoro de Diferentes Vencimientos



El factor 1 corresponde al factor de mercado (o de reajuste). El Factor 2 es el canal de señalización
Fuente: Federal Reserve Bank.

Una vez que se obtienen y se rotan los componentes principales, estos se utilizan como varia-

[15] Los datos pueden obtenerse de http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2006/200628/200628abs.html.

bles explicativas en un modelo de flujos de cartera estimado con MCO, el cual puede o no incluir otras variables adicionales como en Chen et al. [2014]. Park and Um [2016] estiman este modelo incluyendo únicamente los dos componentes principales utilizando una regresión de ventanas rodantes de medio año para identificar que factor afecta más a la inversión extranjera neta, si bien los autores no dicen como éstos factores pueden afectar a los instrumentos de deuda y acciones.

En esta parte seguimos a Chen et al. [2014] y regresamos deuda y acciones sobre los componentes rotados incluyendo, además, las variables macroeconómicas empleadas en la ecuación 2. Desafortunadamente, los resultados no proveen indicios acerca de que el primer factor tenga un efecto relevante en los flujos en deuda tanto diarios como semanales, o si el segundo factor es una variable importante para los flujos accionarios, ver Cuadro D.1.

Esto no implica que no sea verdad que el canal de reajuste de portafolio no sea uno de los principales factores para explicar la dinámica de los flujos en deuda, pero que es necesario utilizar una metodología diferente para confirmarlo.

Cuadro E.1: Efectos de los Canales de Mercado y Señalización Sobre los Flujos en Deuda and Acciones a México

	Flujos Diarios		Flujos Semanales	
	Acciones[a]	Deuda[b]	Acciones[b]	Deuda[b]
Y_{t-1}	-	**-0.333*** **	-	**-0.195*** **
	-	**(0.000)**	-	**(0.005)**
Y_{t-2}	-	**-0.163*** **	-	-
	-	**(0.000)**	-	-
RPC1	-0.006	-0.005	-0.033	0.172
	(0.432)	(0.894)	(0.465)	(0.188)
RPC2	0.002	-0.033	0.000	-0.102
	(0.762)	(0.408)	(0.995)	(0.430)
Δi_{t-1}	-0.060	-0.082	-1.035	-1.942
	(0.685)	(0.963)	(0.645)	(0.405)
E_{t-1}	-0.005	-0.009	**-0.430***	**-0.998** **
	(0.792)	(0.906)	**(0.086)**	**(0.037)**
VIX_{t-1}	-0.005	-0.004	-0.001	0.048
	(0.106)	(0.795)	(0.939)	(0.326)
Oil_{t-1}	0.003	0.026	**0.100** **	-0.223
	(0.473)	(0.289)	**(0.030)**	(0.303)
N	851	851	183	183
R2	0.004	0.108	0.056	0.084
R2 ajustada	-0.004	0.099	0.023	0.047
RMSE	0.301	1.192	0.709	1.833

[a] P-valores obtenidos con errores estándar de Newey-West standard asumiendo que la correlación desaparece después de 7 días utilizando la regla de Stock and Watson [2003].

[b] P-valores obtenidos con errores estándar robustos de MCO, El criterio de información Bayesiano (BIC) sugiere la inclusión de dos rezagos en el modelo para flujos en deuda y cero para acciones, ver Apéndice **??**.

P-valores en paréntesis $*$ significante al 10% $**$ significativo al 5% $***$ significativo al 1%.