



Flujos de órdenes en el mercado cambiario y el valor intrínseco del Nuevo Sol

EDUARDO LOCK Y DIEGO WINKELRIED*

Este documento investiga la relación que existe entre el tipo de cambio y los flujos de órdenes en el mercado cambiario, utilizando una base de datos de alta frecuencia inédita para el caso peruano. Para ello, descomponemos el exceso de retorno del dólar (la depreciación ajustada por el diferencial de tasas de interés) en choques sobre su valor intrínseco (largo plazo) y choques de expectativas (corto plazo). Verificamos una correlación de entre 20% y 30% entre el exceso de retorno y los flujos de órdenes, así como comovimientos entre estos flujos y los retornos esperados futuros, tanto en el corto como en el largo plazo. Estas relaciones se sustentarían en que los flujos de órdenes agregan y transmiten información relevante acerca del estado de la economía. En particular, covarían con movimientos contemporáneos y futuros del diferencial de tasas de interés.

Palabras Clave : Tipo de cambio, microestructura, flujo de órdenes.

Clasificación JEL : F31, F41, G15.

El tipo de cambio es quizá el más importante precio de un activo en una economía pequeña y abierta. Pese a ello, uno de los enigmas más persistentes de la economía internacional ha sido el fracaso de modelos basados en fundamentos para predecir el tipo de cambio mejor que un paseo aleatorio, por lo menos en frecuencias menores a un año. Según Frankel y Rose (1995) “[...] existe muy poca evidencia acerca de que las variables macroeconómicas tengan un consistente y fuerte impacto sobre el tipo de cambio bajo regímenes flotantes [...]” (p. 1709). Cheung y otros (2005) realizan una evaluación más reciente, y obtienen resultados similares. Este hecho ha motivado la aparición de nuevos enfoques que buscan mejorar nuestra comprensión sobre las causas y efectos de las variaciones del tipo de cambio.

Entre estos enfoques destaca la teoría de la microestructura. Ésta es la rama de las finanzas que estudia los procesos (la interacción entre oferta y demanda) mediante los cuales se forman los precios en los mercados financieros (Madhavan, 2005). El paradigma de la microestructura aplicado al mercado cambiario ha dirigido su atención a un nuevo grupo de variables que habían sido ignoradas en los modelos macroeconómicos tradicionales. Entre ellas, una de las más importantes y a la que se le ha prestado mayor atención, es el flujo de órdenes de compra neto o desbalance de órdenes. En un trabajo pionero, Evans

* Lock: Universidad del Pacífico, Av. Salaverry 2020, Lima 11, Perú (email: e.lockmuguruza@gmail.com). Winkelried: Universidad del Pacífico (email: winkelried_dm@up.edu.pe).

Agradecemos los acertados comentarios de Marco Ortiz, Marco Vega y de un revisor anónimo. Asimismo, agradecemos las sugerencias de participantes del XXXII Encuentro de Economistas del BCRP y del 2do Congreso Anual de la Asociación Peruana de Economía. Las opiniones vertidas en este documento son exclusiva responsabilidad de los autores.

y Lyons (2002a) estiman una regresión lineal entre el retorno diario del DEM/USD y las órdenes de compra netas, y obtienen un R^2 excepcionalmente alto, de 60%. Otros autores como Danielsson y Love (2006), Berger y otros (2008) y Duffour y otros (2012) estudian esta relación en diferentes contextos y frecuencias, confirmando estos resultados (véase, además, Sarger y Taylor, 2008; King y otros, 2013).

A nivel conceptual, se argumenta que el flujo de órdenes agrega y transmite información privada inicialmente dispersa en el mercado. Payne (2003) y Bjonnes y Rime (2005), por ejemplo, hallan evidencia significativa de un efecto informativo sobre el tipo de cambio en las transacciones que ingresan al mercado. Por su parte, autores como Moore y Payne (2011) y Menkhoff y otros (2013) documentan la gran heterogeneidad en la información que poseen los agentes y en su capacidad para predecir los movimientos futuros del tipo de cambio. Evans y Lyons (2002b) confirman la existencia de este mecanismo entre nueve diferentes monedas, donde los flujos de órdenes en un mercado transmiten información relevante para determinar el tipo de cambio en los demás.

Persiste, no obstante, un amplio debate acerca del tipo de señal que el flujo de órdenes transmite al mercado. Por un lado, se argumenta que la relación entre el desbalance de órdenes y el tipo de cambio es de corto plazo (Froot y Ramadorai, 2005) y que la mayor parte de su impacto ocurre a través del canal de inventarios y liquidez (Cao y otros, 2006; Killen y otros, 2006; Breedon y Vitale, 2010). Otros autores sostienen, en cambio, que el desbalance de órdenes transmite información relevante sobre variables fundamentales y que es una importante fuente de información acerca del estado de la economía (Evans y Lyons, 2012). Al respecto, trabajos como los de Evans y Lyons (2008) y Love y Payne (2008) encuentran que alrededor de un tercio del impacto de las noticias macroeconómicas sobre el tipo de cambio ocurre a través de los flujos de órdenes, que poseen un poder predictivo incremental sobre el precio de la divisa y sus fundamentos (véase, además, Rime y otros, 2010; King y otros, 2010; Iwatasubo y Marsh, 2014).

Uno de los modelos más influyentes en la literatura de la microestructura del tipo de cambio es el *Portfolio Shifts Model* (PSM), desarrollado por Lyons (1997) y Evans y Lyons (2002a), que describe cómo la negociación en los mercados interbancario y con el público se relaciona con la evolución del tipo de cambio (ver Evans, 2011, cap. 6). En el PSM, la jornada de negociación comienza con la llegada de información pública, que es incorporada inmediatamente en el precio, e información privada que es observada individualmente por cada cliente. Luego, los bancos anuncian el precio al cual están dispuestos a ofrecer liquidez. El flujo de órdenes agrega las órdenes de todos los bancos, que son una función de la información privada que reciben de sus clientes, y revela la demanda agregada de los clientes que pasa a ser de conocimiento público. Finalmente, los bancos ajustan sus precios basados en esta información, lo que resulta en un impacto positivo del flujo de órdenes no esperado sobre el tipo de cambio. Esto ocurre porque los bancos buscan eliminar sus inventarios y distribuirlos entre sus clientes, quienes pueden compartir el riesgo de mantener una posición en moneda extranjera más eficientemente.

Por otro lado, el estudio de los efectos de la intervención cambiaria desde la perspectiva de la microestructura del mercado es relativamente escaso. En general, los trabajos que investigan el tema y utilizan datos de alta frecuencia (véase Fatum y Pedersen, 2009, entre otros) suelen mostrar un impacto de la intervención sobre el mercado cambiario de muy corto plazo y que sólo se da bajo condiciones excepcionales, tanto para economías desarrolladas (Menkhoff, 2010) como emergentes (Menkhoff, 2013).

El objetivo del presente documento consiste en evaluar la validez de los paradigmas de fundamentos, inventarios y liquidez para explicar la relación entre el desbalance de órdenes y el tipo de cambio para el caso peruano. Para este propósito, exploramos si cambios no esperados en los flujos de órdenes cambiarios se relacionan con innovaciones sobre el exceso de retorno del dólar (la depreciación ajustada por el diferencial de tasas de interés). Adicionalmente, nuestro análisis permite explorar la asociación entre algunas variables macroeconómicas registradas en frecuencia diaria, el tipo de cambio y los flujos de

órdenes. Así, esperamos contribuir con la literatura acerca de los determinantes del tipo de cambio, y de cómo la información es agregada y transmitida en el mercado cambiario peruano.

Cabe mencionar que, en el caso de Perú, el estado de la investigación del tipo de cambio y sus determinantes en frecuencias altas (diarias o intradiarias) es aún incipiente. [Azañero \(2003\)](#) y [Telléz \(2012\)](#) son los únicos estudios que hemos encontrado al respecto. Por su parte, si bien [Lahura y Vega \(2013\)](#) utilizan datos de transacciones (provenientes del BCRP), su objetivo es el estudio de los efectos de las intervenciones cambiarias y no necesariamente explorar la microestructura del mercado cambiario.

Utilizamos una base de datos inédita para el caso peruano que registra transacciones y movimientos de precios a nivel intradiario en el mercado interbancario de dólares. Este nivel de desagregación permite medir flujos de órdenes directas y flujos de órdenes límite, cuyo rol en la formación del tipo de cambio ha sido escasamente estudiado (ver, por ejemplo, [Kozhan y Salmon, 2012](#); [Kozhan y otros, 2014](#)). Asimismo, utilizando información más agregada del BCRP, estimamos flujos de órdenes de clientes, que pueden ser relevantes al conectar el estado de la macroeconomía con el tipo de cambio (ver [Perraudin y Vitale, 1996](#)).

Siguiendo a [Froot y Ramadorai \(2005\)](#), descomponemos el exceso de retorno del dólar en choques sobre su valor intrínseco (largo plazo) y desviaciones transitorias de expectativas (corto plazo), lo cual puede ser implementado mediante un modelo de vectores autorregresivos (VAR), en la tradición de [Campbell y Shiller \(1988\)](#) y [Campbell \(1991\)](#). Entre nuestros principales hallazgos, verificamos una importante correlación, de entre 20% y 30%, entre el exceso de retorno y las variables de microestructura, así como cierta capacidad predictiva de éstas sobre los retornos futuros. Asimismo, documentamos que algunos componentes del flujo de órdenes anticipan movimientos en el diferencial de tasas de interés, y que correlacionan de manera contemporánea con este diferencial. El diferencial de tasas, a su vez, muestra un fuerte grado de comovimiento con el componente intrínseco del Nuevo Sol. Argumentamos que estas relaciones se explicarían por el rol de los flujos de órdenes de agregar y transmitir información privada acerca del estado de la economía, siguiendo el análisis de [Evans y Lyons \(2012\)](#).

El documento se organiza de la siguiente manera. La sección 1 describe un modelo de valor presente, cuya forma VAR permite descomponer los retornos del dólar en un valor intrínseco y choques de expectativas, así como analizar la relación ente estos componentes con variables tales como los flujos de órdenes cambiarios. La sección 2 provee un breve recuento de las características del mercado interbancario peruano y describe los datos utilizados en el análisis empírico. La sección 3 presenta las principales estimaciones y resultados de este documento, así como varias pruebas de robustez. Finalmente, la sección 4 discute las implicancias de los resultados y propone algunas líneas de investigación futura.

1 MARCO METODOLÓGICO

A continuación, describimos la metodología utilizada para analizar la relación entre tipo de cambio y los flujos de órdenes. Seguimos la propuesta de [Froot y Ramadorai \(2005\)](#) quienes, a partir un modelo de valor presente, derivan una descomposición del exceso de retorno del dólar (definido formalmente luego) en términos de su valor intrínseco y un choque de expectativas. Esta descomposición puede ser estimada e implementada en un modelo VAR estándar, siguiendo el influyente enfoque de [Campbell y Shiller \(1988\)](#).

1.1 MODELOS DE VALOR PRESENTE

En nuestro análisis, la depreciación nominal se determina a partir de una versión de la paridad descubierta de tasas de interés (PDI), donde el tipo de cambio nominal responde a movimientos de una variable fundamental: el diferencial de tasas de interés en moneda nacional y extranjera. La PDI establece una

condición de no arbitraje entre activos de corto plazo denominados en moneda nacional, con retornos iguales a i_t , y activos de corto plazo denominados en moneda extranjera, cuyos retornos son iguales a i_t^* . Así, si δ_{t+1} es la depreciación ocurrida entre los instantes t y $t + 1$, el *exceso de retorno* de invertir en el mercado de dinero en dólares financiado con deuda en moneda nacional se define como

$$i_t^* + \delta_{t+1} - i_t = \delta_{t+1} + d_t, \quad (1)$$

donde $d_t = i_t^* - i_t$ es el diferencial de tasas de interés. Bajo la PDI, ocurre que $\mathbb{E}_t[\delta_{t+1} + d_t] = 0$; en equilibrio, los retornos esperados de invertir en ambos activos son iguales, una vez que son expresados en la misma moneda. No obstante, ha sido ampliamente documentado que esta relación difícilmente se verifica a nivel empírico (ver, entre otros, [Humala, 2007](#)). Una de las explicaciones más aceptadas sobre el pobre desempeño empírico de la PDI es que ésta ignora la presencia de una prima por riesgo variante en el tiempo. Así, el retorno de los activos denominados en moneda extranjera precisa ser ajustado por riesgo cambiario y asciende a $i_t^* + \xi_t$, donde ξ_t es la prima por riesgo. El ajuste por riesgo rescata el hecho de que, aunque cercanos, los activos en distintas monedas no son sustitutos perfectos. Siguiendo a [Adolfson y otros \(2008\)](#), la prima por riesgo se modela como $\xi_t = -\theta(\delta_{t+1} + \delta_t)$ donde $\theta > 0$, lo que rescata, de una manera muy simple, la regularidad empírica que la depreciación esperada y la prima por riesgo se encuentran negativamente correlacionadas.

De este modo, definimos *el exceso de retorno ajustado por riesgo* como¹

$$x_{t+1} = \delta_{t+1} + d_t + \xi_t = (1 - \theta)\delta_{t+1} - \theta\delta_t + d_t. \quad (2)$$

Reordenando (2) y tomando expectativas condicionales a la información disponible hasta t ,

$$\delta_t = \rho\mathbb{E}_t[\delta_{t+1}] + (1 + \rho)(d_t - \mathbb{E}_t[x_{t+1}]), \quad (3)$$

donde $\rho = (1 - \theta)/\theta$. Iterando (3), puede expresarse la depreciación como la diferencia entre las expectativas acumuladas del diferencial de tasas de interés, menos el exceso de retorno esperado

$$\delta_t = \left(\frac{1 + \rho}{\rho}\right) \mathbb{E}_t \left[\sum_{h=0}^{\infty} \rho^h (d_{t+h-1} - x_{t+h}) \right]. \quad (4)$$

La ecuación anterior puede interpretarse como una aplicación del modelo de valor presente que relaciona el exceso de retorno, el diferencial de tasas de interés y la depreciación. El parámetro ρ actúa como un factor de descuento. Asimismo, la expresión (3) es válida toda vez que $\lim_{h \rightarrow \infty} \rho^h \mathbb{E}_t[\delta_{t+h}] = 0$. Dado que $0 < \rho < 1$, basta que $\mathbb{E}_t[\delta_{t+h}]$ sea finita para que esta condición se cumpla. [Froot y Ramadorai \(2005\)](#) proponen una condición bastante más restrictiva.

Reemplazando (4) en (2) podemos expresar los choques sobre el exceso de retorno como la diferencia entre las innovaciones en las expectativas acumuladas del diferencial de tasas de interés y del exceso de retorno futuros. A saber,

$$x_{t+1} - \mathbb{E}_t[x_{t+1}] = \eta_{t+1} - \varepsilon_{t+1},$$

donde $\eta_{t+1} = (\mathbb{E}_{t+1} - \mathbb{E}_t) \sum_{h=1}^{\infty} \rho^h d_{t+h}$ y $\varepsilon_{t+1} = (\mathbb{E}_{t+1} - \mathbb{E}_t) \sum_{h=1}^{\infty} \rho^h x_{t+h+1}$. (5)

¹ Un argumento alternativo sobre cómo incorporar una prima por riesgo en la PDI lo ofrecen [Castillo y otros \(2009\)](#) y [Winkelried \(2013\)](#). Estos autores proponen modificaciones que permiten agregar persistencia al tipo de cambio y modelar de forma indirecta el grado de intervención cambiaria. El resultado es una ecuación muy similar a (2).

Nótese que ε_{t+1} representa un choque transitorio sobre el valor de la divisa: un cambio en las expectativas sobre los retornos acumulados tiene un impacto opuesto sobre la depreciación. Por su parte, η_{t+1} se refiere a choques sobre *el valor intrínseco de la moneda*. Dado que η_{t+1} se asocia a noticias sobre los diferenciales futuros de tasas de interés, recoge las variaciones del tipo de cambio cuando éstas reflejan movimientos sistemáticos o cambios en fundamentos.

1.2 IMPLEMENTACIÓN CON UN MODELO VAR

Bajo la metodología de [Campbell y Shiller \(1988\)](#) y [Campbell \(1991\)](#), se explota la relación lineal entre el exceso de retorno y los choques de valor intrínseco y de expectativas para analizar su dinámica a través de un modelo VAR. Sin pérdida de generalidad, considere el modelo VAR(1)

$$\mathbf{y}_{t+1} = \mathbf{A}\mathbf{y}_t + \mathbf{u}_{t+1}, \quad (6)$$

donde \mathbf{y}_t es un vector de p variables, una de ellas necesariamente el exceso de retorno, y $\mathbb{E}[\mathbf{u}_t\mathbf{u}_t'] = \mathbf{\Omega}$ denota la matriz de covarianzas de las innovaciones \mathbf{u}_t . Este modelo puede tomarse como la representación en forma adjunta (*companion form*) de un modelo VAR con un número arbitrario de rezagos.

A partir de la función de impulso-respuesta del VAR, pueden calcularse los choques sobre las expectativas acumuladas hasta k periodos adelante, descontadas por un factor ρ , como

$$(\mathbb{E}_{t+1} - \mathbb{E}_t) \sum_{h=1}^k \rho^h \mathbf{y}_{t+h+1} = \mathbf{\Phi}(k)\mathbf{u}_{t+1}, \quad \text{donde} \quad \mathbf{\Phi}(k) = \rho\mathbf{A}(\mathbf{I} - \rho^k\mathbf{A}^k)(\mathbf{I} - \rho\mathbf{A})^{-1}. \quad (7)$$

Asimismo,

$$(\mathbb{E}_{t+1} - \mathbb{E}_t) \sum_{h=1}^{\infty} \rho^h \mathbf{y}_{t+h+1} = \mathbf{\Phi}\mathbf{u}_{t+1}, \quad \text{donde} \quad \mathbf{\Phi} = \lim_{k \rightarrow \infty} \mathbf{\Phi}(k) = \rho\mathbf{A}(\mathbf{I} - \rho\mathbf{A})^{-1}. \quad (8)$$

Defina

$$\mathbf{\Psi}(k) = \mathbf{I}_p + \mathbf{\Phi}(k) \quad \text{y, correspondientemente,} \quad \mathbf{\Psi} = \mathbf{I}_p + \mathbf{\Phi}, \quad (9)$$

donde \mathbf{I}_p es una matriz identidad de orden p . De este modo, el vector de innovaciones del modelo VAR puede expresarse como $\mathbf{u}_{t+1} = \mathbf{\Psi}\mathbf{u}_{t+1} - \mathbf{\Phi}\mathbf{u}_{t+1}$. Esta identidad contiene p ecuaciones, una de las cuales es la descomposición (5).

Defina \mathbf{e} como un vector de dimensión $p \times 1$, lleno de ceros y con un único 1 en la ubicación correspondiente al exceso de retorno. En concreto, tal que $x_t = \mathbf{e}'\mathbf{y}_t$. Con ello, los choques en (5) corresponden a las siguientes expresiones derivadas del modelo VAR:

$$x_{t+1} - \mathbb{E}_t[x_{t+1}] = \mathbf{e}'\mathbf{u}_{t+1}, \quad \eta_{t+1} = \mathbf{e}'\mathbf{\Psi}\mathbf{u}_{t+1} \quad \text{y} \quad \varepsilon_{t+1} = \mathbf{e}'\mathbf{\Phi}\mathbf{u}_{t+1}. \quad (10)$$

Los resultados anteriores permiten, como sugiere [Campbell \(1991\)](#), descomponer la varianza de la innovación sobre el exceso de retorno en sus componentes intrínseco y transitorio, y calcular su importancia relativa, todo en términos de cantidades fácilmente estimadas en el modelo VAR. Eliminando los subíndices para aliviar la notación, sea $u^x = x - \mathbb{E}[x]$,

$$\text{var}(u^x) = \text{var}(\eta) + \text{var}(\varepsilon) - 2\text{cov}(\eta, \varepsilon) \quad \rightarrow \quad \mathbf{e}'\mathbf{\Omega}\mathbf{e} = \mathbf{e}'\mathbf{\Psi}\mathbf{\Omega}\mathbf{\Psi}'\mathbf{e} + \mathbf{e}'\mathbf{\Phi}\mathbf{\Omega}\mathbf{\Phi}'\mathbf{e} - 2\mathbf{e}'\mathbf{\Psi}\mathbf{\Omega}\mathbf{\Phi}'\mathbf{e}. \quad (11)$$

Asimismo, es posible estimar ciertas covarianzas de interés en el análisis del efecto de los flujos de órdenes sobre el tipo de cambio, sugeridas por Froot y Ramadorai (2005). Defina \tilde{e} como un vector similar a e pero asociado con otra variable en el VAR z_t , por ejemplo, un flujo de órdenes. Así, $u^z = \tilde{e}'u$ es la innovación en la variable z .

La covarianza $\text{cov}(u^z, \eta)$ es una medida de la importancia de la variable z sobre el valor intrínseco del dólar. Ello se puede interpretar como la existencia de una relación de largo plazo entre z y el tipo de cambio. En términos de cantidades del VAR,

$$\text{cov}(u^z, \eta) = \tilde{e}'\Omega\Psi'e . \quad (12)$$

A su vez, esta covarianza puede ser descompuesta en dos partes,

$$\text{cov}(u^z, \eta) = \text{cov}(u^z, u^x) + \text{cov}(u^z, \varepsilon) \equiv \tilde{e}'\Omega e + \tilde{e}'\Omega\Phi'e . \quad (13)$$

El primer componente, denominado *Price impact*, indica que z guarda una relación contemporánea con el tipo de cambio. Cuando z es un flujo de órdenes, un *Price impact* distinto de cero provee evidencia sobre canales de transmisión activos, ya sea de liquidez o de información. Por su parte, el segundo componente, conocido como *Anticipation*, indica que z covaría con los choques sobre las expectativas acumuladas. Si z es un flujo de órdenes, se tiene una medida de cómo el tipo de cambio se ajusta luego de que las noticias anticipadas por el flujo de órdenes son asimiladas por el mercado.

Otro efecto de interés viene dado por la covarianza entre la innovación u^x y un choque de expectativas acumuladas similar a ε , pero correspondiente a z . En términos del VAR,

$$\tilde{e}'\Phi\Omega e . \quad (14)$$

Este efecto corresponde al caso en el que la causalidad (en el sentido de Granger) va del tipo de cambio hacia z . Cuando z es un flujo de órdenes, se tiene la situación de que ciertas reglas de *feedback trading* o factores psicológicos harían que el flujo de órdenes esperado responda a choques cambiarios. Este efecto es denominado *Trend chasing*.

Es interesante notar que todas las covarianzas mostradas pueden ser, a su vez, divididas entre componentes de corto y largo plazo, al utilizar las matrices $\Phi(k)$ o $\Psi(k)$ en lugar de Φ o Ψ . Por ejemplo, $\tilde{e}'\Omega\Phi(k)'e$ es un efecto *Anticipation* de corto plazo (hasta el instante k), mientras que la diferencia $\tilde{e}'\Omega[\Phi - \Phi(k)]'e$ corresponde al efecto manifestado en el mediano y largo plazo (del instante $k + 1$ en adelante). Análogamente, $\tilde{e}'\Phi(k)\Omega e$ es un efecto *Trend chasing* de corto plazo, mientras que la diferencia $\tilde{e}'[\Phi - \Phi(k)]\Omega e$ corresponde al efecto de más largo plazo.

2 ANÁLISIS DE DATOS

En esta sección proveemos un breve recuento sobre el funcionamiento del mercado interbancario de dólares en el Perú, describimos los datos utilizados en nuestra exploración empírica y presentamos evidencia *prima facie* sobre la relación entre los flujos de órdenes y el tipo de cambio.

2.1 EL MERCADO INTERBANCARIO PERUANO

El mercado interbancario de divisas peruano es un mercado local, principalmente enfocado en la negociación del PEN/USD corriente. Aún cuando también se ofrecen otros productos de cobertura y derivados, éstos representan una proporción menor del volumen negociado (Lahura y Vega, 2013).

El mercado interbancario opera aproximadamente entre las 9:00 a.m. y 1:30 p.m., aunque de manera extraordinaria se registran transacciones de 8:00 a.m. a 2:00 p.m. La mayor parte del monto negociado se ejecuta en pantalla, a través del sistema de órdenes límite DATATEC, y se encuentra moderadamente concentrado entre los bancos más importantes.

Alternativamente, pueden realizarse operaciones fuera de pantalla a través del *dealing* de Reuters, que funciona como un sistema privado de negociación bilateral en el cual los bancos están obligados a ofrecer precios a sus pares por los montos que les soliciten, con el fin de obtener mayor liquidez y, posiblemente, mejores precios para la transacción. Algunas de estas operaciones, sin embargo, aparecen en DATATEC para facilitar su validación y registro. Los bancos, además, solo pueden transar en pantalla con contrapartes con las que posean una línea disponible. En pantalla, se señalan los precios de bancos con los cuales no se posee una línea disponible, aunque no se muestra información acerca de la identidad de la contraparte.

Durante la jornada, cada banco puede ejecutar tanto órdenes directas de compra o venta (u órdenes de mercado) como colocar los precios requeridos y las cantidades máximas a las que están dispuestos a transar (órdenes límite). Las órdenes límite se ejecutan dando prioridad a las órdenes que ofrecen mejores precios y, para aquéllas con el mismo precio, a las que llevan un mayor tiempo de espera. Además, las órdenes límite pueden ser de compra o de venta, no implican necesariamente una oferta en el lado contrario del libro de órdenes, y pueden modificarse o cancelarse en cualquier momento. La información acerca de órdenes de mercado ejecutadas en pantalla, el monto y la dirección de la operación, es pública para los participantes mas no la identidad de las partes involucradas. En caso de que sea una transacción propia se conoce el nombre de la contraparte. Además puede observarse en pantalla el libro de órdenes límite en espera, así como su amplitud y profundidad.²

Las órdenes directas o de mercado son una forma de demandar liquidez y se ejecutan de manera inmediata a cambio de ceder el *spread* entre los mejores precios de compra y venta. Si el monto solicitado es mayor al ofrecido por el mercado, la orden absorbe el siguiente mejor precio en espera, por lo que se debe ceder un *spread* más alto. Por su parte, las órdenes límite, si bien permiten recibir el *spread* a cambio de proveer de liquidez al mercado, enfrentan un riesgo de ejecución – una probabilidad de que la orden no se ejecute – y un riesgo de selección adversa – una probabilidad de que el mercado vaya en contra de la posición asumida (Hautsch, 2012, cap. 2). En ese sentido, ambos tipos de órdenes pueden concebirse como “activos alternativos”, donde las órdenes límite son un sustituto riesgoso de sus pares de mercado (Kozhan y otros, 2014).

En el Perú, las entidades bancarias cumplen un rol de intermediación financiera, atendiendo la oferta y demanda de sus clientes, ya sean nacionales o extranjeros. En su mayoría, son las empresas transnacionales, grandes corporaciones o instituciones financieras no bancarias las que buscan transar en el mercado de divisas y sus derivados. Esto con el fin de cumplir con sus obligaciones financieras y para invertir en activos financieros denominados en dólares. Dependiendo de la entidad, los clientes suelen realizar sus órdenes entre las 8:00 a.m. y 1:00 p.m. consiguiendo, generalmente, mejores precios para sus transacciones en comparación al resto de la jornada. Ello da origen a las denominadas órdenes de clientes.

Por su parte, el BCRP interviene el mercado cambiario con el objetivo de reducir la volatilidad del precio de la moneda. La entidad monetaria interviene a través de órdenes directas en el mercado *spot* y, a partir de setiembre de 2014, utiliza también *swaps* cambiarios para influenciar el tipo de cambio a través del mercado de derivados. Las intervenciones del BCRP son discrecionales, no obedecen a una regla preestablecida y, generalmente, se ejecutan sin ser previamente anunciadas por el ente emisor (Rossini y

² Sarr y Lybek (2002) definen un mercado “amplio” como uno en el que se pueden realizar grandes transacciones sin afectar el precio. La “profundidad”, por su parte, se refiere al volumen total de órdenes por las cuales existe un interés en transar.

otros, 2014). En algunos casos, sin embargo, pueden señalizarse mediante declaraciones públicas de sus funcionarios o de forma privada, haciendo consultas con los principales bancos.

Lahura y Vega (2013) indican que un comité de operaciones monetarias y cambiarias se reúne de 11:30 a.m. a 1:00 p.m. para decidir las operaciones que se realizarán durante el día, aunque la entidad monetaria puede intervenir en cualquier momento de la sesión. Sin embargo, el patrón de volúmenes transados a nivel intradiario sugiere que una buena parte de la intervención se realiza al final del día, especialmente entre la 1:00 p.m. y 1:30 p.m. (resultados disponibles bajo solicitud). Al generar una orden de compra o venta, una intervención del BCRP en el mercado cambiario es registrada del mismo modo que cualquier otra transacción. Es decir, sólo al término de una transacción es que los bancos comerciales pueden identificar al BCRP como la contraparte. Es bueno enfatizar, para fines de nuestra discusión, que el BCRP interviene en el mercado *spot* sólo a través de *órdenes directas*.

2.2 VARIABLES Y DATOS

El vector de variables y_t en nuestro análisis VAR incluye 7 variables: (1) el exceso de retorno ajustado por riesgo, (2) el flujo de órdenes directas, (3) el flujo de órdenes límite, (4) el flujo de órdenes de clientes, (5) la depreciación nominal, (6) cambios en el retorno de un portafolio compuesto por el precio de los principales metales que el Perú exporta, y (7) el diferencial de tasas de interés *overnight*.

Con respecto a los flujos de órdenes directas, se ha documentado ampliamente su capacidad para predecir movimientos futuros del tipo de cambio y del exceso de retorno. Además, Kozhan y otros (2014) encuentran una importante mejora en el poder explicativo de una regresión lineal al agregar el flujo de órdenes límite. Por otro lado, Chen y otros (2010) presentan evidencia acerca del poder predictivo del precio de los metales sobre el tipo de cambio, y viceversa, para un grupo de países predominantemente mineros. Ferreyra y Salas (2006) y Rodríguez y Winkelried (2011) documentan evidencia afín para la economía peruana. Por su parte, trabajos como los de Engel y West (2005) para países desarrollados, y Arena y Tuesta (1998) y Winkelried (2013) para el caso peruano, encuentran que el diferencial de tasas podría ser informativo acerca del precio de la moneda, al menos en frecuencias moderadas.

Nuestra base de datos abarca ocho años y medio de operaciones realizadas en pantalla a través de la plataforma electrónica DATATEC, desde enero de 2006 hasta junio de 2014. En total se cuenta con algo más de medio millón de transacciones que representan aproximadamente entre el 60% y 90% del volumen transado a nivel interbancario, en cerca de 2100 días de negociación. Algunos eventos de importancia ocurridos durante este periodo son la crisis financiera de 2008/2009, la implementación del QE por parte de la Reserva Federal de Estados Unidos en los años posteriores y el inicio de un proceso de desaceleración de la economía peruana a fines de 2013 y principios de 2014. Se descartaron las transacciones ocurridas entre las 8:00 a.m. y 9:00 a.m. y de 1:30 p.m. en adelante ya que presentaban movimientos anómalos en el tipo de cambio y, en la gran mayoría de los casos, los volúmenes registrados eran escasos.

A continuación ofrecemos una breve descripción de las variables utilizadas en este estudio y su cálculo. El tipo de cambio, el flujo de órdenes de mercado y el flujo de órdenes límite provienen de DATATEC. El resto de variables provienen de la página web del BCRP.

- **Depreciación nominal:** Se tomó el precio de cierre como el vigente al fin de la sesión (1:30 p.m.) que, a su vez, se calcula como el promedio entre los mejores precios de oferta y demanda. Según Hasbrouck (2007, cap. 9), el precio de cierre refleja mejor la información pública disponible comparada con otras medidas, como los precios de transacción. La depreciación se calcula como la primera diferencia anualizada del logaritmo del precio de cierre, omitiendo los días en los que el mercado no operó. Siguiendo a Engsted y otros (2012), incluimos la depreciación nominal como un requisito mínimo

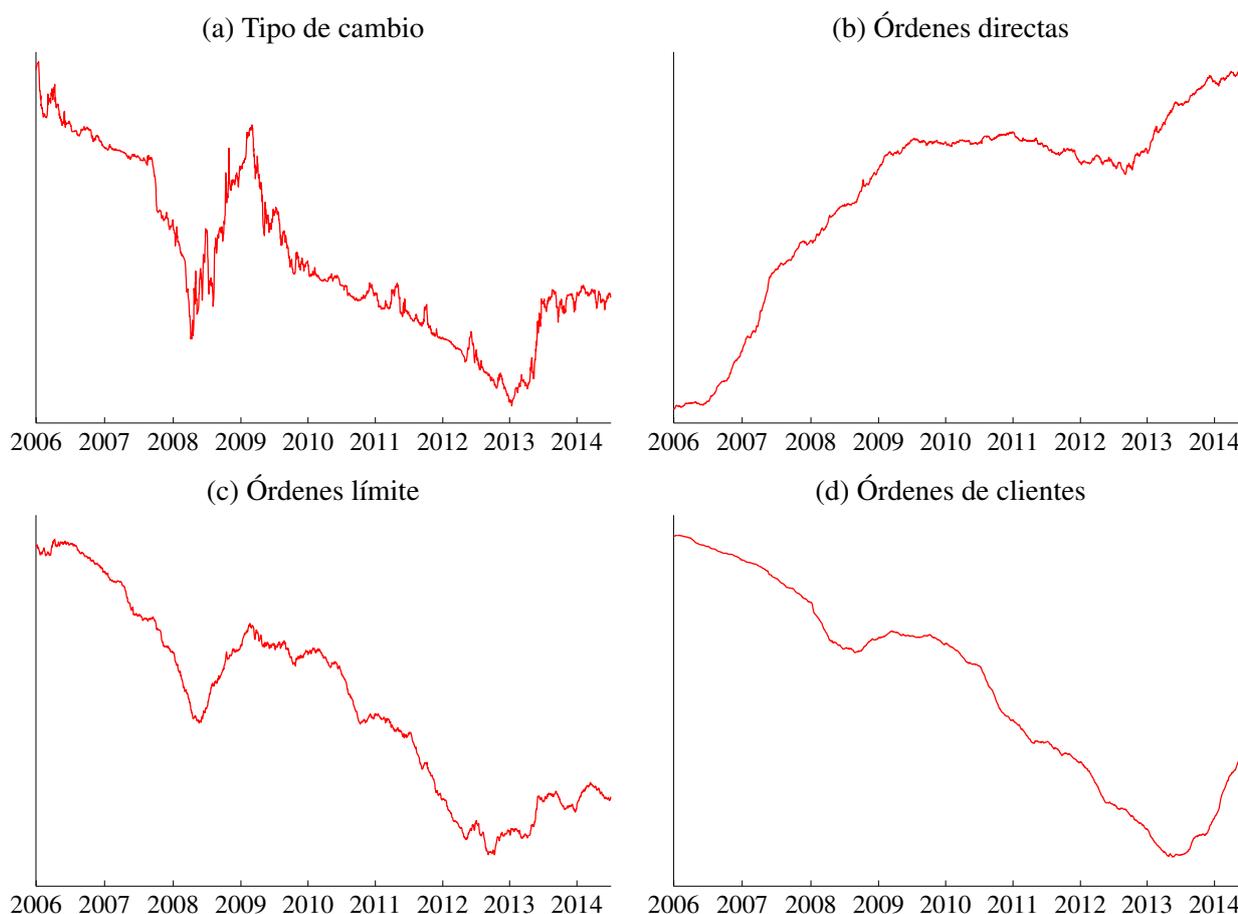
para que nuestra descomposición de retornos sea válida. Ello porque la depreciación nominal es una parte central del conjunto de información al momento de formar expectativas.³

- **Flujo de órdenes directas:** Esta variable se calcula como la diferencia entre el número de órdenes de compra menos el número de órdenes de venta, registradas entre las 9:00 a.m. y 1:30 p.m. Es bueno mencionar que en la gran mayoría de casos, las órdenes de compra o de venta involucran montos por negociar similares, por lo que el conteo de transacciones es, a la larga, tan informativo como el volumen transado. Más precisamente, el 8% de transacciones corresponden a montos de US\$ 500 mil y el 82%, a montos de US\$ 1 millón. Adicionalmente, Payne (2003) y Bjornes y Rime (2005) encuentran que, en otros mercados, el volumen de las transacciones, de hecho, no agrega información relevante al flujo de órdenes, sino que lo relevante es el número de transacciones.
- **Flujo de órdenes límite:** DATATEC no permite acceder al libro de órdenes en espera, por lo que no se cuenta con una medida exacta del flujo de órdenes límite. Sin embargo, podemos inferir las órdenes límite “agresivas” a partir de cambios en los mejores precios de compra y venta.⁴ Cuando el mejor precio de compra se incrementa se clasifica la orden como una orden de compra, mientras que cuando el mejor precio de venta se reduce se clasifica como una orden de venta. Kukanov (2013) muestra que los eventos en la parte superior del libro de órdenes son los que poseen un mayor poder explicativo sobre el rendimiento de los activos en el mercado bursátil, por lo que esta medida podría ser una buena *proxy* del flujo de órdenes límite total. Al igual que en el caso de órdenes directas, esta variable se calcula como la diferencia entre el número de órdenes de compra menos el número de órdenes de venta.
- **Flujo de órdenes de clientes:** Es el volumen de compras menos ventas realizadas por clientes a los bancos, registrados diariamente en los “Cuadros de Reporte de Operaciones Monetarias y Cambiarias” del BCRP. Al no poder acceder a información sobre el número de transacciones de clientes, los medimos como un agregado en millones de USD\$. Nótese que la información de quién inició la transacción (si el banco o los clientes) tampoco se encuentra disponible. La importancia del flujo de clientes reside en que los clientes son una importante fuente de heterogeneidad, tanto a nivel de inventarios como de información, que puede afectar la determinación del tipo de cambio en el mercado interbancario.
- **Tasas de interés *overnight*:** Se registran como las tasas efectivas anuales promedio entre las 9:00 a.m. y 4:00 p.m. Humala (2007) y Winkelried (2013) sugieren utilizar las tasas de interés interbancarias pues proveen una manera sencilla de monitorear los efectos de la intervención cambiaria, el riesgo soberano y cambios en las tasas de encaje. Dicho de otro modo, al utilizar tasas domésticas la principal diferencia entre éstas es la denominación de la moneda y no características asociadas a la estructura del mercado financiero y de la economía en su conjunto.
- **Precios de los metales:** Se formó un portafolio de retornos a partir del precio de metales relevantes para la economía peruana, en el que el peso de cada metal es igual a su participación en las exportaciones totales del periodo en estudio. Los metales son cobre (48%), oro (41%), zinc (9%) y plata (2%). Los precios se trasladaron de dólares a euros para evitar un posible efecto numerario. Algunas ventajas de agrupar estos *commodities* en un portafolio es que permite aislar (“diversificar”) parte de la variación idiosincrásica propia de variables financieras registradas en frecuencias altas. El retorno del precio de este portafolio se calcula como la primera diferencia anualizada de sus logaritmos.

Tomando como referencia los días en que operó el mercado interbancario de dólares, el número de observaciones en las que por lo menos una de las variables seleccionadas presenta un valor faltante es aproximadamente el 10% de los días de la muestra. En su mayoría, las variables registran alrededor de

³ Asimismo, debido a que el choque sobre el valor intrínseco se estima de forma residual, al no incluir la depreciación nominal en el modelo se le podría transferir un error de predicción adicional que podría distorsionar nuestros estadísticos.

⁴ Menkhoff y otros (2010) definen a las órdenes límite como “pacientes” si se colocan a precios iguales o peores a los mejores precios, y órdenes límite “agresivas” si se colocan a precios dentro del *spread*.

GRÁFICO 1. *Tipo de cambio y flujos de órdenes acumulados*

1% de datos faltantes, excepto en el caso de la tasa de interés interbancaria en dólares que presenta cerca de 6% de datos no registrados. Buena parte de los datos no disponibles corresponden a días en los que no se registraron transacciones aún cuando el mercado se encontraba operativo.

Una posible solución, comúnmente utilizada, es eliminar los días que registren observaciones faltantes para al menos una variable. Sin embargo, preferimos imputar los valores faltantes con su promedio más un error aleatorio, para así evitar una reducción artificial de la varianza de nuestras estimaciones. Para el caso de las tasas de interés, se reemplazaron los valores faltantes con la observación inmediatamente anterior, siguiendo la convención del mercado.

El Gráfico 1 muestra la evolución del tipo de cambio, junto con los flujos de órdenes *acumulados*. Dadas las diferencias en las escalas y unidades de medida, se omiten los valores del eje vertical. Tenga en cuenta que tanto nuestro análisis teórico como las estimaciones del modelo VAR en la próxima sección, es sobre las diferencias (o variaciones porcentuales) de estos datos.

Llama la atención la aparente disociación entre el tipo de cambio y el flujo acumulado de órdenes directas. Por el contrario, es bastante evidente que tanto la evolución de las órdenes límite con las órdenes de clientes son similares a la del tipo de cambio. No sólo pareciera que estas series están fuertemente asociadas en frecuencias bajas (tendencialmente), sino que se perciben comovimientos en frecuencias más altas. Queda bastante claro que el flujo de órdenes límite y el flujo de órdenes de cliente son las variables de microestructura relevantes en la determinación del tipo de cambio en el caso peruano. El análisis VAR que sigue es el encargado de cuantificar rigurosamente y develar estos aspectos comunes.

CUADRO 1. Descomposición de la varianza del exceso de retorno

$\text{var}(u^x)$	$\text{var}(\eta)$	$\text{var}(\varepsilon)$	$\text{cov}(\eta, \varepsilon)$
2021.73	223.02	2748.67	474.97
(100.34)	(60.36)	(219.4)	(115.1)

NOTA: Desviaciones estándares *bootstrap* entre paréntesis.

3 RESULTADOS

A continuación presentamos los resultados de nuestras estimaciones VAR. En primer lugar, consideramos un grupo de resultados a los que nos referimos como el “modelo base”. Este grupo tiene detrás varias decisiones econométricas como el tratamiento de valores extremos en los datos (*outliers*), el número de rezagos en el modelo VAR, la calibración del factor de descuento ρ y el método de estimación de errores estándares. Luego, se presentan diversos ejercicios de robustez en donde el modelo es reestimado con distintas decisiones a las consideradas en el modelo base.

La alta frecuencia de nuestros datos hace que sea inevitable la presencia de valores extremos. Clasificamos como valores extremos de una manera exigente a todos aquéllos valores que se encuentran a 4 desviaciones estándar de la media y los reemplazamos por un ruido aleatorio. Siguiendo este procedimiento, se identifican y tratan datos en aproximadamente el 5% de los días de la muestra y en ninguno de los casos se supera el 1% de los datos observados para cada variable.

Por otro lado, elegimos un número de rezagos del VAR igual a 20, equivalente a un mes de días hábiles. Respecto al factor de descuento ρ , Winkelried (2013) reporta valores del orden de 0.4 para una frecuencia trimestral, lo que es consistente con valores cercanos a $0.4^{1/60} \approx 0.99$ cuando la frecuencia es diaria (o mayor). Luego, se calibra $\rho = 0.99$.

Las matrices $\Phi(k)$ y $\Psi(k)$, que permiten obtener las cantidades de interés, son funciones fuertemente no lineales de los coeficientes de la matriz A (que son estimados por mínimos cuadrados ordinarios). Para calcular sus desviaciones estándares, utilizamos el método *bootstrap* paramétrico (basado en el remuestreo de residuos) descrito en Berkowitz y Kilian (2000).

Descomposición de varianzas

Los resultados de la descomposición de varianza del exceso de retorno, dada por la ecuación (11), se muestran en el Cuadro 1. Para el mercado interbancario peruano, estimamos que los movimientos del exceso de retorno se encuentran dominados principalmente por los choques de expectativas, los cuales representan la mayor parte de la varianza total (136%) y es trece veces la del componente intrínseco (10%). Asimismo, encontramos que la covarianza entre los componentes intrínseco y transitorio es positiva. Estos resultados son consistentes con la alta frecuencia de los datos, y son cualitativamente similares a los reportados, por ejemplo, en Froot y Ramadorai (2005).

Flujos de órdenes, fundamentos y exceso de retornos

Presentamos las estimaciones de *Price impact*, *Anticipation*, *Trend chasing* y valor intrínseco derivadas del modelo base, tanto de corto plazo – que corresponden a las expectativas acumuladas de 1 a 20 días ($1 < k \leq 20$), es decir un mes de días hábiles – como de largo plazo ($k > 20$). El efecto total es la suma de los anteriores. Las covarianzas se dividen entre las desviaciones estándares de las innovaciones contemporáneas de tal forma que nuestra medida de *Price impact* puede interpretarse como un coeficiente

CUADRO 2. Flujos de órdenes, fundamentos y retornos en modelo con diferentes factores de descuento

	Total	Trend chasing		Price impact		Anticipation	
		$k > 20$	$k \leq 20$	$k = 0$	$k \leq 20$	$k > 20$	Total
Órdenes Directas	-0.155 (0.258)	-0.127 (0.171)	-0.028 (0.14)	0.319*** (0.022)	-0.329*** (0.029)	-0.014 (0.038)	-0.343*** (0.044)
Órdenes Límite	0.962*** (0.266)	0.428** (0.174)	0.534*** (0.139)	0.204*** (0.027)	-0.214*** (0.034)	-0.089** (0.038)	-0.303*** (0.048)
Órdenes Clientes	2.901*** (0.723)	1.918*** (0.582)	0.983*** (0.201)	-0.087*** (0.025)	0.109*** (0.031)	-0.032 (0.042)	0.076 (0.050)
Metales	-0.080 (0.105)	0.019 (0.06)	-0.100 (0.081)	-0.032 (0.025)	0.040 (0.033)	0.013 (0.030)	0.053 (0.039)
Diferencial de Tasas	-14.204*** (4.201)	-11.932*** (3.655)	-2.272*** (0.777)	-0.032 (0.027)	0.120*** (0.031)	0.211*** (0.045)	0.331*** (0.057)

NOTAS: Desviaciones estándares *bootstrap* entre paréntesis. * [**] {***} indica un estimado significativo al 10 [5] {1} por ciento de confianza. Las covarianzas se encuentran divididas entre $\sqrt{\tilde{e}'\Omega\tilde{e} e'\Omega e}$.

de correlación y las demás como la contribución a ésta, de acuerdo con lo discutido en la sección 1.2.

El Cuadro 2 muestra las relaciones estimadas entre los flujos de órdenes y el exceso de retorno de la divisa. Encontramos que existe correlación estadísticamente significativa y positiva entre el flujo de órdenes y el exceso de retorno, de 31.9% para las órdenes directas y 20.4% para las órdenes límite. Asimismo, se puede apreciar un comovimiento negativo entre los flujos interbancarios y los retornos futuros en el corto plazo. De manera consistente con lo mostrado en el Gráfico 1, hallamos que las órdenes límite poseen un poder predictivo más allá de los 20 días, cuyo efecto también es negativo. Estos resultados pueden interpretarse como un impacto positivo inicial de las variables de microestructura sobre el tipo de cambio que se espera se revierta a futuro. También se encuentra evidencia de *Trend chasing* positivo para el caso de las órdenes límite.

Con respecto al flujo de órdenes de clientes, hallamos una correlación negativa con el exceso de retorno de -8.7% y una anticipación positiva de corto plazo. Nótese que el flujo de órdenes de clientes, a diferencia de los flujos interbancarios, muestra un impacto negativo inicial que predice mayores retornos a futuro. Una posible explicación es que el flujo de clientes se encuentra dominado por empresas del sector no financiero, las cuales intentan transar en los puntos de inflexión del tipo de cambio (Cerrato y otros, 2011). Esto es consistente con el *Trend chasing* positivo que encontramos para este tipo de órdenes.

Asimismo, el Cuadro 2 muestra la relación estimada entre el valor del portafolio de metales, el diferencial de tasas de interés y el exceso de retorno. No se puede rechazar la hipótesis nula de covarianzas iguales a cero entre los cambios en el precio de los metales y el exceso de retorno en ninguno de los casos. Por otro lado, sí logramos rechazar la hipótesis nula de una covarianza igual a cero para caso del diferencial de tasas, la cual muestra indicadores *Anticipation* y *Trend chasing* estadísticamente significativos. Es interesante notar cómo este resultado se complementa con lo hallado para el valor intrínseco, que se presenta en seguida.

Flujos de órdenes, fundamentos y valor intrínseco

El Cuadro 3 (p. 45) muestra estimaciones sobre la relación entre los flujos de órdenes y el componente intrínseco del exceso de retorno. Se aprecia un efecto de valor intrínseco estadísticamente significativo

CUADRO 3. Flujos de órdenes, fundamentos y valor intrínseco ($\tilde{e}'\Psi\Omega\Psi'e$) en el modelo base

	$k = 0$	$k \leq 20$	$k > 20$	Total
Órdenes Directas	-0.024 (0.036)	0.056 (0.054)	0.141 (0.101)	0.174 (0.144)
Órdenes Límite	-0.098*** (0.037)	-0.108* (0.058)	-0.189* (0.109)	-0.395** (0.168)
Órdenes Clientes	-0.011 (0.042)	-0.294** (0.120)	-0.828** (0.371)	-1.132** (0.480)
Metales	0.021 (0.028)	0.013 (0.023)	-0.025 (0.035)	0.009 (0.052)
Diferencial de Tasas	0.299*** (0.048)	3.456*** (0.667)	8.845*** (2.848)	12.601*** (3.513)

NOTAS: Desviaciones estándares *bootstrap* entre paréntesis. * [**] {***} indica un estimado significativo al 10 [5] {1} por ciento de confianza. Las covarianzas se encuentran divididas entre $\sqrt{\tilde{e}'\Omega\tilde{e} e'\Omega e}$.

para los casos de las órdenes límite y de clientes. Este comovimiento está presente no sólo a nivel contemporáneo, sino que también se observa entre los flujos esperados futuros tanto de corto como de largo plazo. Estos resultados favorecen la hipótesis de una relación de largo plazo entre estas variables de microestructura y el exceso de retorno y, como luego confirmamos, a favor del paradigma de información/fundamentos para explicar el impacto del flujo de órdenes sobre el tipo de cambio.

Asimismo, el Cuadro muestra que también existe una relación de largo plazo positiva y estadísticamente significativa entre los diferenciales de tasas de interés presentes y futuros y el choque sobre el valor intrínseco, esto último en línea con las predicciones de nuestro modelo teórico de valor presente. Finalmente, no se rechaza la hipótesis nula de covarianzas iguales a cero entre los cambios en el precio de los metales y el componente intrínseco del exceso de retorno.

Flujos de órdenes y fundamentos

El Cuadro 4 (p. 46) muestra las covarianzas entre los flujos de órdenes y las variables macroeconómicas incluidas en el modelo. Como podemos observar en el primer panel del Cuadro, no se encuentran relaciones significativas entre el precio de los metales y las variables de microestructura. Sólo en el caso del flujo de órdenes de clientes se halla una correlación negativa y estadísticamente significativa, así como un comovimiento entre las órdenes directas y las variaciones futuras en el precio de los metales.

Por otro lado, el segundo panel del Cuadro revela la existencia de un comovimiento entre las variables de microestructura y el diferencial de tasas de interés. En primer lugar, hallamos evidencia de *Trend chasing* para el flujo de órdenes directas y el de clientes. Además, se estima que existe una correlación contemporánea y positiva de aproximadamente 8.3% entre el diferencial de tasas y el flujo de órdenes directas. Asimismo, encontramos que el flujo de órdenes límite anticipa cambios negativos en el diferencial de tasas en todos los horizontes. Este último resultado, en particular, explica la relación de largo plazo entre el exceso de retorno y el flujo de órdenes límite. Es decir, el flujo de órdenes límite se relaciona con los movimientos en el exceso de retorno cuando éstos son más sistemáticos, debido a que transmite información acerca de los diferenciales de tasas futuros. Finalmente, la correlación contemporánea entre las órdenes directas y las innovaciones en el diferencial de tasas de interés sugiere la presencia de una relación, aunque muy débil, entre las órdenes directas y el componente intrínseco del exceso de retorno.

CUADRO 4. Flujos de órdenes y fundamentos

	Total	Trend chasing		Price impact		Anticipation	
		$k > 20$	$k \leq 20$	$k = 0$	$k \leq 20$	$k > 20$	Total
Metales							
Órdenes Directas	-0.113 (0.203)	-0.008 (0.089)	-0.105 (0.141)	0.016 (0.022)	-0.167** (0.079)	-0.057 (0.050)	-0.224** (0.107)
Órdenes Límite	0.066 (0.208)	-0.033 (0.090)	0.099 (0.142)	-0.005 (0.023)	0.005 (0.079)	0.000 (0.057)	0.005 (0.108)
Órdenes Clientes	-0.278 (0.548)	-0.133 (0.385)	-0.145 (0.198)	-0.061*** (0.020)	0.077 (0.068)	-0.034 (0.073)	0.044 (0.122)
Diferencial de tasas de interés							
Órdenes Directas	0.745** (0.324)	0.462* (0.264)	0.284** (0.132)	0.085*** (0.022)	0.536 (0.741)	-3.325 (3.635)	-2.788 (4.174)
Órdenes Límite	-0.333 (0.332)	-0.37 (0.272)	0.037 (0.131)	-0.004 (0.024)	-2.041*** (0.771)	-9.171** (3.746)	-11.211*** (4.293)
Órdenes Clientes	-1.807** (0.912)	-1.476* (0.810)	-0.331* (0.192)	-0.010 (0.025)	0.113 (0.733)	-1.309 (4.318)	-1.196 (4.802)

NOTAS: Desviaciones estándares entre paréntesis. * [**] {***} indica un estimado significativo al 10 [5] {1} por ciento de confianza. Las covarianzas se encuentran divididas entre $\sqrt{\tilde{e}'\Omega\tilde{e}}$ e $e'\Omega e$.

Análisis de sensibilidad

Sometemos los resultados del modelo base a una serie de pruebas de robustez, que incluyen cambios en la especificación del modelo (el número de rezagos y el factor de descuento), en el tratamiento de valores extremos y el método de inferencia. Nuestras principales conclusiones sobreviven al análisis de sensibilidad y los resultados, en general, se mantienen inalterados.

Cada prueba produce un conjunto amplio de resultados, similar a los Cuadros 2, 3 y 4. Para ahorrar espacio sólo algunos de estos resultados serán reportados (el resto se encuentra disponible a solicitud). En particular, en el Cuadro 5 (p. 47) se muestran resultados similares a las relaciones del Cuadro 2, mientras que en el Cuadro 6 (p. 48) reporta estimaciones afines al Cuadro 3. Únicamente nos centramos en lo que se refiere a relaciones que involucren a los flujos de órdenes con los choques de expectativas y el valor intrínseco del exceso de retorno.

Cambios en el número de rezagos del VAR.

En el modelo base se consideraron 20 rezagos (1 mes en términos de días hábiles). Se estimó el VAR con las mismas variables, pero considerando 10 y 30 rezagos.

Entre los principales cambios respecto al modelo base, encontramos que el modelo más parsimonioso logra rechazar la hipótesis nula de cero covarianzas entre los flujos de órdenes directas esperados y el valor intrínseco de la moneda. Además, encontramos que el modelo con 30 rezagos revela un efecto *Anticipation* significativo del flujo de órdenes directas sobre el precio de los metales futuros de largo plazo (no reportado). La misma especificación, sin embargo, no encuentra un efecto *Anticipation* de largo plazo entre las órdenes límite y los retornos esperados futuros de largo plazo. Ambos modelos, además, encuentran evidencia de *Trend chasing* de los flujos de órdenes respecto al diferencial de tasas (no reportado).

CUADRO 5. Flujos de órdenes y retornos: Robustez

	X	Trend chasing			Price impact		Anticipation	
		Total	k > 20	k ≤ 20	k = 0	k ≤ 20	k > 20	Total
X = Rezagos en el modelo VAR (base X = 20)								
Órdenes directas	10	-0.081	-0.099	0.018	0.317***	-0.311***	0.001	-0.310***
	30	-0.169	-0.074	-0.095	0.324***	-0.336***	-0.021	-0.357***
Órdenes límite	10	0.688***	0.178**	0.510***	0.200***	-0.222***	-0.082***	-0.304***
	30	1.037***	0.499**	0.538***	0.203***	-0.215***	-0.070	-0.285***
Órdenes clientes	10	1.914***	0.887***	1.027***	-0.081***	0.077***	-0.018	0.060
	30	2.890***	1.913***	0.977***	-0.086***	0.096***	-0.018	0.078
X = Factor de descuento (base X = 0.99)								
Órdenes directas	0.80	-0.003	0.000	-0.003	0.319***	-0.317***	0.000	-0.317***
	0.90	-0.014	-0.003	-0.011	0.319***	-0.318***	0.002	-0.316***
Órdenes límite	0.80	0.185***	0.001**	0.184***	0.204***	-0.207***	0.000	-0.207***
	0.90	0.309***	0.017***	0.292***	0.204***	-0.210***	-0.002	-0.213***
Órdenes clientes	0.80	0.272***	0.002***	0.270***	-0.087***	0.087***	0.000	0.086***
	0.90	0.539***	0.045***	0.494***	-0.087***	0.090***	-0.003	0.087***
Sin corrección por valores extremos (<i>outliers</i>)								
Órdenes directas		-0.144	-0.118	-0.025	0.322***	-0.330***	-0.009	-0.339***
Órdenes límite		0.956***	0.423**	0.533***	0.204***	-0.215***	-0.092**	-0.307***
Órdenes clientes		2.884***	1.902***	0.982***	-0.086***	0.107***	-0.035	0.072
Bootstrap por bloques (X = Tamaño del bloque)								
Órdenes directas	40	-0.155	-0.127	-0.028	0.319***	-0.329***	-0.014	-0.343***
	80	-0.155	-0.127	-0.028	0.319***	-0.329***	-0.014	-0.343***
	120	-0.155	-0.127	-0.028	0.319***	-0.329***	-0.014	-0.343***
Órdenes límite	40	0.962***	0.428***	0.534***	0.204***	-0.214***	-0.089***	-0.303***
	80	0.962***	0.428***	0.534***	0.204***	-0.214***	-0.089***	-0.303***
	120	0.962***	0.428***	0.534***	0.204***	-0.214***	-0.089**	-0.303***
Órdenes clientes	40	2.901***	1.918***	0.983***	-0.087***	0.109***	-0.032	0.076
	80	2.901***	1.918***	0.983***	-0.087***	0.109***	-0.032	0.076
	120	2.901***	1.918***	0.983***	-0.087***	0.109***	-0.032	0.076

NOTAS: * [**] {***} indica un estimado significativo al 10 [5] {1} por ciento de confianza. Ver notas al Cuadro 2.

Cambios en el factor de descuento.

En el modelo base se consideró $\rho = 0.99$. Aquí, este factor se reduce a 0.90 y 0.80.

Encontramos que la mayor parte de los resultados son robustos a la calibración de este parámetro en términos de significación estadística. Un cambio previsible es que al reducir el factor de descuento se reducen las covarianzas entre las variables de interés y las expectativas acumuladas. Una diferencia importante con respecto al modelo base es que logramos rechazar la hipótesis nula de que el flujo de órdenes directas, contemporáneo y esperados futuros, no muestra una relación de largo plazo con el exceso de retorno. Además, la correlación de largo plazo entre el exceso de retorno y los flujos de

CUADRO 6. Flujos de órdenes y valor intrínseco: Robustez

	X	$k = 0$	$k \leq 20$	$k > 20$	Total
$X =$ Rezagos en el modelo VAR (base $X = 20$)					
Órdenes directas	10	0.007	0.053	0.178*	0.238*
	30	-0.034	0.061	0.163	0.190
Órdenes límite	10	-0.104***	-0.118**	-0.195*	-0.416***
	30	-0.082*	-0.114*	-0.214	-0.410**
Órdenes clientes	10	-0.021	-0.439***	-0.769**	-1.229***
	30	-0.008	-0.300**	-0.902**	-1.209**
$X =$ Factor de descuento (base $X = 0.99$)					
Órdenes directas	0.80	0.003**	0.002	0.000	0.004**
	0.90	0.003	0.006	0.000	0.010*
Órdenes límite	0.80	-0.003**	0.000	0.000	-0.003
	0.90	-0.008***	-0.002	0.000	-0.011*
Órdenes clientes	0.80	0.000	-0.005***	0.000**	-0.005**
	0.90	0.000	-0.017***	-0.002**	-0.019**
Sin corrección por valores extremos (<i>outliers</i>)					
Órdenes directas		-0.018	0.043	0.146	0.172
Órdenes límite		-0.103***	-0.092	-0.197*	-0.392**
Órdenes clientes		-0.014	-0.290**	-0.837**	-1.141**
<i>Bootstrap</i> por bloques ($X =$ Tamaño del bloque)					
Órdenes directas	40	-0.024	0.056	0.141**	0.174
	80	-0.024	0.056	0.141	0.174
	120	-0.024	0.056	0.141	0.174
Órdenes límite	40	-0.098**	-0.108	-0.189***	-0.395***
	80	-0.098**	-0.108	-0.189**	-0.395**
	120	-0.098**	-0.108	-0.189*	-0.395**
Órdenes clientes	40	-0.011	-0.294**	-0.828***	-1.132***
	80	-0.011	-0.294**	-0.828***	-1.132***
	120	-0.011	-0.294**	-0.828***	-1.132***

NOTAS: * [**] {***} indica un estimado significativo al 10 [5] {1} por ciento de confianza. Ver notas al Cuadro 3.

órdenes límite esperadas deja de ser significativa. Aparece además evidencia de un efecto *Anticipation* de corto plazo del flujo de órdenes de clientes sobre el precio de los metales (no reportado), y uno de largo plazo del flujo de órdenes directas sobre el diferencial de tasas (no reportado).

Valores extremos.

Es bien sabido que estadísticos como la media, la varianza y las covarianzas pueden ser sensibles a la presencia de valores extremos en la muestra. Por ello, en el modelo base se removieron este tipo de valores de los datos. En la prueba de robustez, el modelo VAR es estimado con los datos intactos.

En general, no encontramos mayores diferencias por lo que concluimos que las estimaciones son robustas al método de tratamiento de valores extremos. Entre los resultados que cambian encontramos

que la covarianza entre el valor intrínseco de la moneda y los flujos esperados futuros de corto plazo deja de ser significativa para el caso de las órdenes directas. Además encontramos algunas diferencias menores con respecto a la medida de *Trend chasing* para los casos de las órdenes directas y las órdenes de clientes. Finalmente, hallamos que existe una correlación negativa y una anticipación positiva del precio de los metales sobre el exceso de retorno de la divisa (no reportadas).

Cálculo de errores estándares.

En el modelo base se utilizó un procedimiento *bootstrap* paramétrico para el cálculo de los errores estándares de los efectos de interés. Como robustez, se utiliza el *bootstrap* por bloques, con bloques de tres tamaños. Ambos métodos son discutidos en Berkowitz y Kilian (2000).

En general, no hallamos diferencias importantes con el modelo base. Emerge una correlación entre el flujo de órdenes directas esperado de largo plazo y el precio de los metales a un nivel de significación de 10% (no reportada). Lo mismo ocurre con la covarianza entre el flujo de órdenes directas y el componente intrínseco. Éstas, sin embargo, dejan de ser significativas para bloques de 80 y 120 observaciones.

4 DISCUSIÓN Y AGENDA

Nuestras estimaciones indican un rechazo de la hipótesis nula que los flujos de órdenes no se relacionan con las innovaciones en el exceso de retorno de la divisa, tanto en el corto como en el largo plazo. Entre otros resultados, encontramos que los flujos de órdenes cambiarios poseen poder predictivo sobre los retornos futuros del dólar, especialmente sobre su componente intrínseco o de largo plazo. Asimismo, documentamos evidencia a favor de la hipótesis que el flujo de órdenes transmite información acerca del estado de la economía al mercado, más allá de los canales de inventarios y liquidez, según lo planteado a nivel teórico por Evans y Lyons (2012) y hallado a nivel empírico en la literatura previa. Este estudio, además, es el primero en advertir sobre una posible relación entre las variables de microestructura y los fundamentos macroeconómicos para el caso peruano.

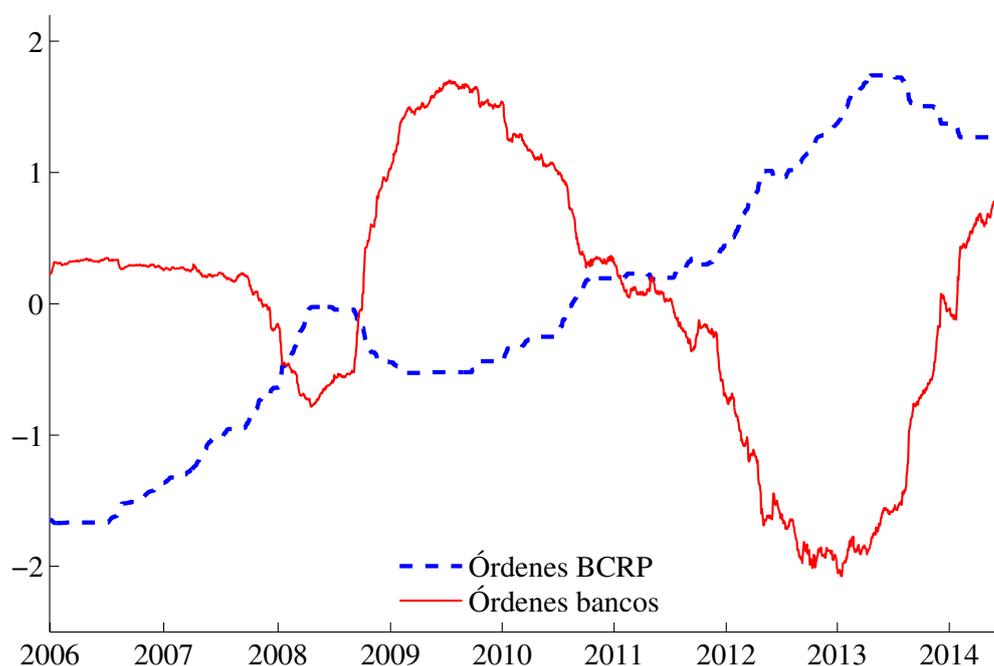
Nuestros resultados ameritan varios refinamientos que, en nuestra opinión, abren interesantes líneas de investigación futura. En primer lugar, de la descomposición de varianzas es claro que los componentes intrínsecos y de expectativas del exceso de retorno *no son ortogonales* y, por tanto, se encuentran relacionados entre sí. Si bien este tipo de descomposición es común en la literatura empírica, es deseable explorar descomposiciones más estructurales (que impongan ortogonalidad), para así diferenciar más claramente los canales de fundamentos e inventarios involucrados en la relación entre los flujos de órdenes y el tipo de cambio. Vitale (2007) provee una interesante discusión al respecto.

En segundo lugar, sería importante verificar si el poder predictivo encontrado en este estudio sobrevive a un análisis econométrico más sofisticado. Probar si las variables de microestructura pueden anticipar el tipo de cambio y a otros fundamentos importantes dentro y fuera de muestra es una pregunta abierta, así como las posibles ganancias económicas derivadas de ello.⁵

El refinamiento más interesante de nuestro análisis, sin embargo, se relaciona con los efectos de la intervención cambiaria. Conceptualmente, la intervención cambiaria puede interpretarse como un flujo de órdenes alternativo al privado que actuaría a través de los mismos canales de información e inventarios. No obstante, el banco central no sólo es un actor sumamente relevante en un mercado con intervención,

⁵ Llama la atención que en nuestro análisis el precio de los metales haya tenido un rol bastante menor en explicar variaciones en fundamentos, a pesar de la evidencia macroeconómica sobre la importancia de los términos de intercambio en una economía como la peruana (veáse, entre otros, Rodríguez y Winkelried, 2011). Quizá los efectos de los términos de intercambio se manifiesten en frecuencias más bajas, lo que requiere de un mayor trabajo empírico.

GRÁFICO 2. *Flujos de órdenes directas acumuladas del BCRP y de los bancos (datos estandarizados)*



NOTAS: El BCRP registra diariamente el neto, en millones de US\$, de sus compras y ventas de dólares en el mercado *spot*. Al acumular estos flujos obtenemos la serie “Órdenes BCRP”. Por su parte, la información de DATATEC puede agregarse para conseguir una cifra, también en millones de US\$, de los flujos netos de todos los participantes en el mercado cambiario (el Gráfico 1(b) es el conteo de transacciones “netas” involucradas). Al restarle los flujos correspondientes del BCRP, y acumular, se consigue la serie “Órdenes bancos”. Ambas series han sido normalizadas para tener un promedio de cero y una desviación estándar muestral igual a uno.

sino que opera con motivaciones distintas, usualmente con un objetivo de “mitigamiento” o de “ir contra la corriente”. En nuestra base de datos, no es posible identificar las transacciones que involucran al BCRP, pero es posible medir, de manera más agregada, la dirección de la intervención cambiaria (en millones de US\$) y compararla contra flujos de órdenes directas privados, como se muestra en el Gráfico 2 que es bastante elocuente sobre este motivo de “mitigamiento”.

Según Girardin y Lyons (2008), bajo esta óptica, si las intervenciones del banco central son efectivas, éstas podrían reducir y hasta eliminar el impacto del flujo de órdenes privado sobre el tipo de cambio. Nuestros resultados sugieren que es esto exactamente lo que ocurre en el caso peruano. Como se mencionó, el BCRP interviene a través de *órdenes directas*, cuyos flujos resultaron ser muy poco informativos (más allá de una correlación contemporánea) sobre la evolución del tipo de cambio.

No obstante, las intervenciones del BCRP no afectan “contablemente” el flujo de órdenes límite. Las órdenes límite, por supuesto, responderán a la intervención cambiaria, pero a través de los efectos que ésta pueda tener sobre los excesos de oferta o demanda de dólares. Es decir, a través de los canales tradicionales propuestos en la literatura. En otras palabras, dada la forma operativa de intervención del BCRP, el flujo de órdenes límite representa, en el caso peruano, una medida empírica más cercana al flujo de órdenes de modelos teóricos. Nuestros resultados apuntan, precisamente, a que el rol de transmisión de información de los flujos de órdenes, así como sus relaciones dinámicas con el tipo de cambio, se manifiestan en el caso peruano esencialmente a través de las órdenes límite. Estudiar con mayor profundidad esta interpretación de los resultados es un tema importante en nuestra agenda de investigación.

REFERENCIAS

- Adolfson, M., S. Laséen, J. Lindé, y M. Villani (2008), "Evaluating an estimated new Keynesian small open economy model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32, 2690-2721.
- Arena, M. y P. Tuesta (1998), "Fundamentos y desalineamientos: El tipo de cambio real de equilibrio en el Perú", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 3, 29-50.
- Azañero, J. (2003), "Dinámica del tipo de cambio: Una aproximación desde la teoría de la microestructura del mercado", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 9, 73-112.
- Berger, D., A. Chaboud, S. Chernenko, E. Howorka y J. Wright (2008), "Order flow and exchange rate dynamics in electronic brokerage system data". *Journal of International Economics*, 75(1), 93-109.
- Berkowitz, J. y L. Kilian (2000), "Recent developments in bootstrapping time series", *Econometric Reviews*, 19(1), 1-48.
- Bjornes, G. y D. Rime (2005), "Dealer behavior and trading systems in foreign exchange markets", *Journal of Financial Economics*, 75(3), 571-605.
- Breedon, F. y P. Vitale (2010), "An empirical study of portfolio-balance and information effects of order flow on exchange rates", *Journal of International Money and Finance*, 29(3), 504-524.
- Campbell, J. y R. Shiller (1988), "Stock prices, earnings, and expected dividends", *Journal of Finance*, 43(3), 661-676.
- Campbell, John (1991), "A variance decomposition for stock returns", *Economic Journal*, 101(405), 157-179.
- Cao, H., M. Evans y R. Lyons (2006), "Inventory information", *Journal of Business*, 79(1), 325-364.
- Castillo, P., C. Montoro y V. Tuesta (2009), "Un modelo de equilibrio general con dolarización para la economía peruana", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 17, 9-50.
- Cerrato, M., N. Sarantis y A. Saunders (2011), "An investigation of customer order flow in the foreign exchange market". *Journal of Banking and Finance*, 35(8), 1892-1906.
- Chen, Y., K. Rogoff y B. Rossi (2010), "Can exchange rates forecast commodity prices?", *Quarterly Journal of Economics*, 125(3), 1145-1194.
- Cheung, Y., M. Chinn y A. Pascual (2005), "Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive?", *Journal of International Money and Finance*, 24(7), 1150-1175.
- Danielsson, J. y R. Love (2006), "Feedback trading", *International Journal of Finance and Economics*, 11(1), 35-53.
- Duffour, K., I. Marsh y K. Phylaktis (2012), "Order flow and exchange rate dynamics: An application to emerging markets", *International Journal of Finance and Economics*, 17(3), 290-304.
- Engel, C. y K. West (2005), "Exchange rates and fundamentals", *Journal of Political Economy*, 113(3), 485-517.
- Engsted, T., T. Pedersen y C. Tanggaard (2012), "Pitfalls in VAR based return decompositions: A clarification", *Journal of Banking and Finance*, 36(5), 1255-1265.
- Evans, M. (2010), "Order flows and the exchange rate disconnect puzzle", *Journal of International Economics*, 80(1), 58-71.
- Evans, M. (2011), *Exchange Rate Dynamics*, Princeton University Press.

- Evans, M. (2013), "Microstructure of currency markets" en Carpio, G. (ed.). *Handbook of Safeguard Global Financial Stability*, Elsevier, vol. 2, cap. 11, 107-119.
- Evans, M. y R. Lyons (2002a), "Order Flow and exchange rate dynamics", *Journal of Political Economy*, 110(1), 170-180.
- Evans, M. y R. Lyons (2002b), "Information integration and FX trading", *Journal of International Money and Finance*, 21(6), 807-831.
- Evans, M. y R. Lyons (2005), "Meese-Rogoff redux: Microbased exchange rate forecasting". *American Economic Review*, 95(2), 405-414.
- Evans, M. y R. Lyons (2008), "How is macro news transmitted to exchange rates?", *Journal of Financial Economics*, 88(1), 26-50.
- Evans, M. y R. Lyons (2012), "Exchange rate fundamentals and order flow", *Quarterly Journal of Finance*, 2(4), 1-63.
- Fatum, R. y J. Pedersen (2009), "Real-time effects of central bank intervention in the euro market", *Journal of International Economics*, 78(1), 11-20.
- Ferreira, J. y J. Salas (2006), "Tipo de cambio real de equilibrio en el Perú: Modelos BEER y construcción de bandas de confianza", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2006-06.
- Frankel, J. y A. Rose (1995), "Empirical Research on Nominal Exchange Rates" en Grossman, G. y K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics*, vol.3, cap. 33, 1689-1729.
- Froot, K. y T. Ramadorai (2005), "Currency returns, intrinsic value, and institutional investors flows", *Journal of Finance*, 60(3), 1535-1566.
- Girardin, E. y R. K. Lyons (2008), "Does intervention alter private behavior? ", mimeo.
- Hasbrouck, J. (2007), *Empirical Market Microstructure: The Institutions, Economics and Econometrics of Securities Trading*, Oxford University Press.
- Hautsch, N. (2012), *Econometrics of Financial High-Frequency Data*. Springer.
- Humala, A. (2007), "Expectativas de depreciación y diferencial de tasas de interés: ¿Hay regímenes cambiantes? El caso de Perú", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 14, 77-106.
- Iwatsubo, K. y I. Marsh (2014), "Order flows, fundamentals and exchange rates", *International Journal of Finance and Economics*, 19(4), 251-266.
- Killen, W., R. Lyons y M. Moore (2006), "Fixed versus flexible: lessons from EMS order flow", *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 551-579.
- King, M., C. Osler y D. Rime (2013), "The microstructure approach to foreign exchange: Looking back and looking forward", *Journal of International Money and Finance*, 38, 95-119.
- King, M., L. Sarno y E. Sojli (2010), "Timing exchange rates using order flow: The case of the loonie", *Journal of Banking and Finance*, 34(2), 2917-2928.
- Kozhan, R., M. Moore y R. Payne (2014), "Market order flows, limit order flows and exchange rate dynamics". Working Paper.

- Kozhan, R. y M. Salmon (2012), "The information content of limit order book: The case of FX market", *Journal of Financial Markets*, 15(1), 1-28.
- Kukanov, A. (2013), *Stochastic Models of Limit Order Markets*, PhD thesis, Columbia University.
- Lahura, E. y M. Vega (2013), "Asymmetric effects of FOREX intervention using intraday data: Evidence from Peru", BIS Working Paper 430.
- Love, R. y R. Payne (2008), "Macroeconomic news, order flows, and exchange rates", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(2), 467-488.
- Lyons, R. (1997), "A simultaneous trade model of the foreign exchange hot potato", *Journal of International Economics*, 42(3-4), 275-298.
- Lyons, R. (2001), *The Microstructure Approach to Foreign Exchange Rates*, The MIT Press.
- Madhavan, A. (2000), "Market microstructure: A survey", *Journal of Financial Markets*, 3(3), 205-258.
- Menkhoff, L. (2010), "High-frequency analysis of foreign exchange interventions: What do we learn?", *Journal of Economic Surveys*, 24(1), 85-112.
- Menkhoff, L. (2013), "Foreign exchange intervention in emerging markets: A survey of empirical studies", *The World Economy*, 36(9), 1187-1208.
- Menkhoff, L., C. Osler y M. Schmeling (2010), "Limit order submission strategies under asymmetric information", *Journal of Banking and Finance*, 34(11), 2665-2677.
- Menkhoff, L., L. Sarno y M. Schmeling (2013), "Information flows in dark markets: Dissecting customer currency trades", BIS Working Paper 405.
- Moore, M. y R. Payne (2011), "On the sources of private information in FX markets", *Journal of Banking and Finance*, 35(5), 1250-1262.
- Payne, R. (2003), "Informed trade in spot foreign exchange markets: An empirical investigation", *Journal of International Economics*, 61(2), 307-329.
- Perraudin, W. y P. Vitale (1996), "Interdealer trade and information flows in a decentralized foreign exchange market", en Frankel, J., G. Galli y A. Giovannini (eds.), *Microstructure of the Foreign Exchange Markets*, National Bureau of Economic Research, vol. 1, cap. 3, 73-106.
- Rime, D., L. Sarno y E. Sojli (2010), "Exchange Rate forecasting, order flow, and macroeconomic information", *Journal of International Economics*, 80(1), 72-88.
- Rodríguez, D. y D. Winkelried (2011), "¿Qué Explica la evolución del tipo de cambio real de equilibrio en el Perú?", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 147, 9-14.
- Rossini, R., Z. Quispe, y E. Serrano (2014), "Intervención cambiaria en el Perú: 2007 a 2013", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista de Estudios Económicos*, 27, 9-24.
- Sarger, M. y M. Taylor (2008), "Commercially available order flow data and exchange rate movements: Caveat Emptor". *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(4), 583-625.
- Sarr, A. y T. Lybek (2002), "Measuring liquidity in financial markets", IMF Working Paper 02/232.
- Telléz, G. (2012), "Dinámica del tipo de cambio desde la teoría de microestructura del mercado: Un enfoque no lineal", Tesis, Pontificia Universidad Católica Del Perú.

Vitale, P. (2007), “A guided tour of the market microstructure approach to exchange rate determination”, *Journal of Economic Surveys*, 21(5), 903-934.

Winkelried, D. (2013), “Modelo de proyección trimestral del BCRP: Actualización y novedades”, Banco Central de Reserva, *Revista de Estudios Económicos*, 26, 9-60.