



UNIVERSIDAD DE SAN ANDRÉS
ESCUELA DE ADMINISTRACIÓN Y NEGOCIOS
MAGISTER EN FINANZAS

*Estudio sobre la relación de causalidad
entre spot y futuros de dólar en Argentina*

Autor: Carla Luciana Cattelán

DNI: 31.700.035

Director de trabajo final de graduación: Gabriel Arturo Basaluzzo

Ciudad Autónoma de Buenos Aires, Septiembre de 2018

Índice

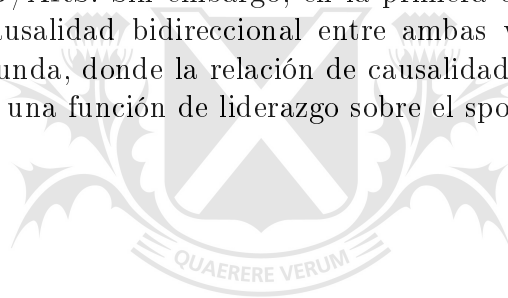
1. Introducción	2
2. Revisión literaria	4
3. Metodología	6
3.1. Definición de cointegración y el enfoque de Engle/Granger . . .	6
3.2. Enfoque de Johansen	8
3.3. Prueba de Causalidad de Granger	10
4. Datos	10
5. Resultados empíricos	10
5.1. Análisis preliminar de los datos	10
5.2. Raíces unitarias	14
5.3. Cointegración	15
5.4. Prueba de causalidad de Granger	19
6. Conclusiones	20



Universidad de
San Andrés

Resumen

El presente trabajo tiene como objetivo investigar la interacción entre el tipo de cambio spot y futuro del peso argentino contra el dólar estadounidense negociados en el mercado argentino. En particular, se explora la existencia de un rol de liderazgo de alguna de las variables previamente mencionadas. El estudio se aplica a dos períodos de tiempo: el primero se extiende desde enero de 2013 hasta junio de 2015 y, el segundo, desde enero de 2016 hasta diciembre de 2017, debido a la presencia o ausencia de restricciones en el mercado de cambios. Se utilizan tests de cointegración y se desarrolla un modelo vectorial autorregresivo (VAR) para estudiar la relación de causalidad entre ambas series. Los resultados de esta tesis indican que en ambos períodos existe una relación de estable de largo plazo entre el tipo de cambio spot y futuro del par USD/ARS. Sin embargo, en la primera etapa abordada hay una relación de causalidad bidireccional entre ambas variables que no se mantiene en la segunda, donde la relación de causalidad es unidireccional y los futuros asumen una función de liderazgo sobre el spot.



Universidad de
San Andrés

1. Introducción

El volumen del mercado de divisas a nivel global, tanto del mercado spot¹ como el de futuros, ha ido incrementándose con el paso del tiempo. En Argentina, se ha evidenciado este crecimiento en los últimos dos años con mayor ímpetu producto de la eliminación de algunas restricciones regulatorias que existían desde 2011 cuando se comenzaron a aplicar una serie de medidas que fueron restringiendo el libre acceso al mercado de cambios. Estas restricciones fueron establecidas por diversas instituciones: Banco Central de la República Argentina (BCRA), Administración Federal de Ingresos Públicos (AFIP) y Comisión Nacional de Valores (CNV). Durante ese período, el BCRA tuvo una participación activa tanto en el mercado de spot como en el mercado de futuros. Sin embargo, en la mayoría de los casos, participó con posturas netamente vendedoras en el mercado de futuros con el objetivo de procurar estabilidad financiera y reducir la especulación del tipo de cambio en un contexto donde la caída constante de reservas impedía una acción más agresiva directamente en el mercado mayorista spot². Con el cambio de gobierno en diciembre de 2015 y luego de que el peso sufriera una devaluación nominal contra el dólar estadounidense, se inició una flexibilización progresiva al acceso al mercado único y libre de cambios que implicó, en primer lugar, mayor acceso para compra de moneda extranjera para personas físicas y jurídicas y luego, eliminación de restricciones existentes para el ingreso de divisas al país. De esta manera, se dio inicio a la aplicación de una serie de políticas que tienen como objetivo mejorar la eficiencia del mercado, aumentar la transparencia, controlar las prácticas desleales y posicionar al mercado argentino al nivel de los estándares internacionales.

En Argentina, la mayor parte de la operatoria del mercado mayorista spot se condensa en el mercado único y libre de cambios (MULC) que fue creado por el Decreto 260/2002 del Poder Ejecutivo Nacional publicado en el Boletín Oficial el 8 de febrero de 2002, donde en su artículo primero expresa: “Establécese un mercado único y libre de cambios por el cual se cursarán todas las operaciones de cambio en divisas extranjeras a partir

¹El término mercado spot se refiere a las operaciones de divisas con un período de liquidación financiera de hasta dos días hábiles.

²Las autoridades monetarias eligen el método e instrumento para intervenir en el mercado de cambios según cuáles sean los objetivos económicos que pueden ser, entre otros, controlar la inflación, fomentar la competitividad, bregar por la estabilidad financiera, frenar presiones especulativas sobre el tipo de cambio. Recientemente, el uso de derivados se ha incrementado ya que proporcionan una cobertura de riesgo cambiario a la vez que influyen en la liquidez de las divisas sin utilizar reservas internacionales. Países como Brasil, México, Perú, Colombia, Rusia y Corea son ejemplos que se incluyen en este último grupo.

de la fecha de entrada en vigencia del presente decreto” y en su artículo segundo: “Las operaciones de cambio en divisas extranjeras serán realizadas al tipo de cambio que sea libremente pactado y deberán sujetarse a los requisitos y a la reglamentación que establezca el BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA.”³. Ese mismo año, se dio inicio a la operatoria de productos financieros en el Mercado a Término de Rosario S.A. (ROFEX) que desde 1909 había nacido bajo el nombre de “Mercado General de Productos Nacionales del Rosario de Santa Fe S.A.”⁴.

Dos de las funciones principales que tienen los mercados de futuros, y de derivados en general, son ofrecer información sobre la determinación de cotizaciones futuras (*price discovery*) y brindar cobertura sobre el riesgo precio (*risk management*). El primer caso refiere a que los precios existentes en el mercado de futuros en cualquier momento del tiempo reflejan las expectativas de los operadores sobre cuáles serán las condiciones que presentará el mercado spot en el futuro y su importancia radica en la relación cercana entre los precios de los contratos de futuros y el activo subyacente. La esencia de esta función estriba en que si la nueva información se incorpora primero en el mercado de futuros o en el mercado spot, es decir, si los cambios de precios en los mercados de futuros son más rápidos que los cambios en los precios en los mercados spot y con qué frecuencia ocurre. En el caso que así fuera, se puede determinar que existe un retraso entre los dos mercados y alguno no refleja toda la información disponible hasta ese momento. El *price discovery* que se origina en los mercados de futuros tiene alcances importantes para los operadores que realizan coberturas y arbitrajes en estos mercados (Kenourgios, 2004).

Como se mencionó anteriormente, los mercados de futuros ofrecen un instrumento para la cobertura de riesgo precio. Especialmente, en mercados emergentes con régimen de tipo de cambio flotante, como es el caso de Argentina, el riesgo de tipo de cambio es muy importante y es una variable que puede ser paliada por los inversores mediante la utilización de contratos de futuros de tipo de cambio. Igualmente, estos contratos pueden ser operados con fines especulativos. Los especuladores intentan obtener una ganancia y por ese motivo aceptan el riesgo que los agentes que toman coberturas les transfieren. Asimismo, debe existir una relación significativa de corto y largo plazo entre el mercado spot y futuro para que los contratos de futuros puedan

³El Mercado Abierto Electrónico (MAE), a través de su sistema SIOPEL FOREX, condensa la operatoria de la mayoría de los participantes del mercado interbancario.

⁴En Argentina existen dos mercados para poder realizar operaciones a término: el MAE y el Mercado a Término de Rosario S.A. (ROFEX), siendo el segundo el que concentra la mayor liquidez, entre otras cosas, por ser un mercado institucionalizado y tener una cámara compensadora (Argentina Clearing S.A.) que reduce el riesgo de contraparte.

ser utilizados como cobertura, es decir, es necesario que el mercado donde se opera el derivado de un activo subyacente específico se comporte en forma similar que el mercado spot para poder mitigar el riesgo precio que surge del mismo. Para obtener una cobertura eficiente, los cambios en el precio del futuro deben estar correlacionados con los cambios reflejados en el mercado spot.

En esta investigación se examina la interacción entre el tipo de cambio spot y futuro del peso argentino contra el dólar estadounidense, negociados en el mercado argentino. En particular, se explora la existencia de un rol de liderazgo por parte de alguna de las variables previamente mencionadas. El alcance de este estudio se separa en dos períodos de tiempo: el primero se extiende desde enero de 2013 hasta junio de 2015 y, el segundo, desde enero de 2016 hasta diciembre de 2017. Esta segmentación se realiza teniendo en cuenta la presencia o ausencia de restricciones en el mercado de cambios, las cuales fueron comentadas anteriormente.

Este trabajo está estructurado de la siguiente manera: la sección 2 contiene una revisión de la literatura donde se enumera la contribución de diversos trabajos sobre cointegración de series, con especial énfasis en aquellos que refieren al mercado de divisas y relaciones de causalidad; en la sección 3 se detalla la metodología abordada; en la sección 4 se describen los datos utilizados; en la sección 5 se detallan los resultados alcanzados y, finalmente, en la sección 6 se enumeran las conclusiones de esta tesis.

2. Revisión literaria

Numerosos trabajos han examinado la relación entre el precio spot y el futuro para diversas clases de *commodities*, así como también para activos financieros entre los que se destacan los índices de acciones y tipos de cambio. Si bien la evidencia empírica ha concluido resultados mixtos, la mayoría de estos estudios ha inferido que los mercados de futuros tienen un rol más activo de *price discovery* (Asche and Guttormsen, Enero 2002).

Gran espectro de los trabajos que investigaron el vínculo entre la series de spot y futuros se basan en el estudio de precios de *commodities* energéticos, tales como el petróleo. Nirmala and Swarna (Marzo 2017) han examinado la dinámica de esta relación para el mercado indio (Multi Commodity Exchange of India) y, mediante la utilización de la prueba de causalidad de Granger, hallaron que nueva información del mercado se refleja primeramente en el precio de los futuros con mayor frecuencia que en precios del spot. Sin embargo, Quintino et al. (2017) investigaron y analizaron la cointegración de

precios de spot y futuros para el mercado del etanol en Brasil y detectaron que, si bien el mercado de futuros es más eficiente en la determinación de precios y transmisión de la información, el mercado spot es quien incorpora más rápidamente la información en el proceso de determinación de precios en el largo plazo.

Ampliando el estudio a los trabajos que incluyen *commodities* agrícolas, Godinez Placencia (Junio 2007) investigó la conveniencia de la utilización de coberturas de maíz amarillo en el mercado de Estados Unidos (Bolsa de Chicago) para mitigar el riesgo de los precios spot del maíz blanco en México. Basándose en modelos de vectores autorregresivos, descomposición de la varianza y prueba de causalidad de Granger, no halló relación entre las variables.

Dentro de las contribuciones sobre los índices de acciones, Kawaller et al. (Diciembre 1987) examinaron la relación entre futuros del índice del S&P500 y el índice S&P500 utilizando datos de precios intradiarios. Mediante la estimación de las regresiones por mínimos cuadrados en tres etapas, realizaron una comparación entre los días de vencimientos de los futuros y los días previos al vencimiento. Los resultados mostraron que los movimientos en los precios de futuros provocan cambios en el índice por tiempos que se extienden de 20 a 45 minutos, comportamiento no observado en el índice ya que su efecto sobre los futuros no se prolonga en más de un minuto. Esta conclusión también fue alcanzada por Stoll and Whaley (Diciembre 1990) y Chan (1992) utilizando datos de índices y futuros del índice S&P500 y Major Market del Mercado Chicago Board of Trade (CBOT), Tse (Diciembre 1995) con series de índice y futuros sobre el Nikkei Stock Average y Schlusche (Diciembre 2009) basado en datos de *exchange trade funds (ETF)* y futuros sobre el DAX (índice de Alemania).

Por otro lado, Kenourgios (2004) investigó la relación entre los movimientos de precios del futuro del índice FTSE / ASE a tres meses y el mercado spot subyacente en la Bolsa de Atenas durante el período de agosto de 1999 hasta junio de 2002 utilizando datos diarios. Los resultados de este estudio muestran la existencia de una relación de causalidad bidireccional entre los mercados spot y futuros del índice bursátil. Asimismo, Floros (Diciembre 2009) utilizó la prueba de causalidad de Granger para determinar si los cambios en precios de futuros provocan movimientos en el spot aplicados a datos del mercado sudafricano. En primer lugar determinó que las series de spot y futuros para el FTSE/JSE Top 40 están cointegradas y, además, los resultados mostraron fuerte evidencia de causalidad bidireccional entre ambas series.

Cuando se aborda este análisis dentro del mercado de cambios, un grupo de autores encontraron que precios se ajustan más rápidamente en el mercado

de futuros que en el mercado spot (Jabbour, Febrero 1994), (Crain and Lee, Junio 1995) y (Chatrath and Song, Febrero 1994). Raghavendra and Velmurugan (Noviembre 2013) estudiaron la relación de causalidad de corto plazo entre retornos de spot y futuros para el par GBP/INR en el mercado indio. A través del test de causalidad de Granger, encuentran que existe una relación unidireccional desde los retornos de futuros hacia retornos de spot. Boyrie et al. (2012) examinaron la interacción del spot y los mercados de futuros para el real brasileño, el rand sudafricano y el rublo ruso. Los resultados indicaron que, por un lado, el mercado de futuros brasileño tiene un papel más destacado para incorporar nueva información y, por otro, el mercado spot anticipó las variaciones para el rublo ruso y finalmente los resultados fueron mixtos en el caso del rand sudafricano. Específicamente para el caso de Brasil, hay evidencia adicional aportada por Garcia and Ventura (2012) y Garcia et al. (Mayo 2015) respecto al liderazgo en el mercado de futuros por sobre el spot.

Jochum and Kodres (Septiembre 1998) estudiaron el efecto de los contratos de futuros del peso mexicano, el real brasileño y forint húngaro en los respectivos mercados spot y encontraron relaciones de causalidad bidireccional en los tres mercados. Sin embargo, al ampliar el período de tiempo bajo análisis, las conclusiones cambian y el mercado spot asume un rol de liderazgo por sobre el mercado de futuros. Esta última conclusión es arribada por Cabrera et al. (Diciembre 2008), quienes analizaron series del euro y yen japonés en tres mercados distintos (CME GLOBEX regular futures, E-mini futures, y EBS interdealer spot market).

Concluyendo esta breve reseña, se puede notar que, con excepción de los casos de estudio sobre Brasil, no hay trabajos de investigación sobre la interacción del tipo de cambio spot y futuro para países de América del Sur, específicamente que aborden esta relación aplicada al peso argentino y al dólar estadounidense. Este análisis busca determinar si en el mercado argentino sigue algún proceso de *price discovery* tales como los presentes en otros países más desarrollados que tienen mayor liquidez en sus mercados.

3. Metodología

3.1. Definición de cointegración y el enfoque de Engle/Granger

Un método muy utilizado en el análisis de las relaciones a largo plazo entre variables financieras es el de cointegración, concepto que fue introducido por

Granger (Mayo 1981) y Engle and Granger (Marzo 1987).

Dos o más series de tiempo están cointegradas si se cumple, por un lado, que cada variable individualmente tiene el mismo orden de integración (la definición permite cualquier orden de integración pero usualmente es uno), y por otro, si una combinación lineal de estas series es estacionaria o integrada de orden cero, es decir, $I(0)$.

Engle y Granger propusieron un procedimiento de dos etapas para estimar relaciones de cointegración (Engle and Granger, Marzo 1987). En la primera etapa se estiman los errores de la posible ecuación de cointegración, mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Esta ecuación captura cualquier relación potencial de largo plazo entre las variables.

$$y_t = \alpha + \beta x_t + e_t \quad (1)$$

En la segunda etapa, se determina el orden de integración de la serie estimada de los residuos mediante la prueba de Dickey Fuller Aumentada (ADF) (Dickey and Fuller, Junio 1979). Se utiliza la siguiente regresión⁵:

$$\Delta \hat{e}_t = \mu_1 + \gamma_1 \hat{e}_{t-1} + \mu_2 t + \sum_{i=1}^n \gamma_{i+1} \Delta \hat{e}_{t-1} + v_t \quad (2)$$

En el test de ADF se examina la hipótesis nula de un proceso con raíz unitaria ($H_0 : \gamma = 0$) contra la hipótesis alternativa de que el proceso generador de los datos es un proceso estacionario ($H_1 : \gamma < 0$). El rechazo de la hipótesis nula indica que la serie e_t es estacionaria, es decir, que las series están cointegradas. La cointegración implica que en dos series existe una relación a largo plazo o de equilibrio, es decir, que si y_t y x_t están cointegradas aunque crezcan en el tiempo, lo hacen de una forma acompasada, de forma que el error entre ambas no crece (Granger, Mayo 1981). Si bien las variables pueden tener desviaciones temporarias (cíclicas, estacionales), en el largo plazo tenderán a unirse en una relación de equilibrio. El término de error que surge de la combinación lineal de las series de tiempo representa el error de equilibrio. Este error cuantifica la desviación de las series de tiempo de su relación de largo plazo (Granger, Agosto 1986). De esta manera, los desvíos de esta combinación lineal pueden ocurrir en forma aleatoria y no sistemática. Si existe una relación de largo plazo entre dos series de tiempo y si término de error es estacionario, hay un mecanismo que lleva al sistema nuevamente al equilibrio luego de una perturbación (Engle and Granger, Marzo 1987). En este contexto, el mecanismo de corrección al equilibrio por Engle y Granger

⁵Esta regresión contempla constante y tendencia. En el trabajo, se contrastarán los tres modelos: sin constante, con constante y con constante y tendencia.

sirve para ajustar el comportamiento de corto plazo de una variable con su comportamiento de largo plazo.

3.2. Enfoque de Johansen

El enfoque anterior de Engle-Granger tiene algunos defectos. En primer lugar, se detecta el problema de cómo especificar la regresión, es decir, la elección de la variable independiente y dependiente debe hacerse previamente. En muestras finitas, esta decisión puede influir en el resultado final. Por otro lado, en el procedimiento de Engle-Granger se estima una sola combinación lineal de las posibles relaciones de cointegración existentes entre las variables que componen el vector y , cuando existen más de dos variables, puede haber más de una relación de cointegración. De esta manera, Johansen (Johansen, 1988) y Johansen y Juselius (Johansen and Juselius, 1990) avanzaron en definir nuevas metodologías para el estudio de la cointegración.

El análisis de cointegración por sistemas de Johansen y Juselius brinda una metodología para el estudio empírico de series temporales que puede considerarse una síntesis de la metodología de vectores autoregresivos (VAR) pero con mayor valor agregado, ya que incorpora un término de corrección al equilibrio para distinguir efectos de corto y largo plazo mediante una forma reducida de modelos simultáneos dinámicos.

Los sistemas VAR modelan la interacción simultánea de un conjunto de k variables, como una combinación lineal de su evolución histórica. El orden p de un modelo VAR(p) hace referencia al número de rezagos que se incluyen.

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + B X_t + \epsilon_t \quad (3)$$

La ecuación anterior debe considerarse como una representación matricial, donde Y_t es un vector de k variables no estacionarias I(1), X_t es un vector de d variables determinísticas y ϵ_t es un vector de errores.

A fin de que el modelo quede correctamente especificado, se deben verificar las siguientes condiciones sobre los términos de error:

$$E[\epsilon_t] = 0 \quad (4)$$

$$E[\epsilon_t \epsilon_t'] = \Omega \quad (5)$$

$$E[\epsilon_t \epsilon_{t-k}'] = 0 \quad (6)$$

que implican que la media de error es nula, la matriz de covarianza es definida positiva y que no hay correlación serial en el tiempo, respectivamente.

Para el contraste de cointegración de Johansen y Juselius, se puede reformular la ecuación 3 en un modelo VAR en primeras diferencias, también expresado en términos matriciales:

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p} - \Pi Y_{t-p} + B X_t + \epsilon_t \quad (7)$$

donde $\Gamma_i = -I + A_1 + \dots + A_i$, $i = 1, \dots, p-1$ y $\Pi = I - A_1 - \dots - A_p$

Johansen (1988) y Johansen and Juselius (1990) desarrollaron un procedimiento para determinar el rango de la matriz Π basado en el principio de máxima verosimilitud, a través del análisis del número de autovalores no nulos. Por cada autovalor significativamente distinto de cero se dice que se tiene una relación común. Dichas relaciones se interpretan en los autovectores, que representan las relaciones de largo plazo hacia las que se corrige como reversión al equilibrio.

Existen tres posibilidades al analizar el rango de la matriz Π . Si el rango es igual a cero, las variables que componen el vector Y_t no están cointegradas y no hay relación de largo plazo. En el caso que el rango sea completo, es decir, igual a p , Y_t no contiene raíces unitarias (son $I(0)$). Por último, si el rango es no nulo pero menor a p ($0 < r < p$), existen r combinaciones linealmente independientes que definen r vectores de cointegración. Si se cumple lo anterior, la matriz Π se puede descomponer en $\Pi = \alpha\beta'$. La matriz β agrupa las r relaciones de cointegración y α es una matriz de ponderaciones que puede ser interpretada como los parámetros que miden la velocidad de ajuste de cada variable para recuperar el equilibrio en el largo plazo al producirse desviaciones de dicho equilibrio (parámetros de ajuste del modelo de corrección del error - VECM).

Johansen and Juselius (1990) proponen dos tests para r , la prueba de la traza y del eigenvalor máximo. En el primer caso, se corrobora la hipótesis nula de que el rango de cointegración es r frente a la alternativa que el rango de cointegración es n y, el test del eigenvalor máximo, corrobora la hipótesis nula de que el rango de cointegración es r versus la alternativa que el rango de cointegración es $r+1$. Los estadísticos para cada prueba se describen a continuación:

$$\lambda_{tr(r)} = -T \sum_{i=1}^r \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (9)$$

3.3. Prueba de Causalidad de Granger

Si dos variables están cointegradas, existe una relación de causalidad, en al menos, una dirección (Engle and Granger, Marzo 1987). Se dice que una variable x causa en el sentido de Granger a otra variable y si x ayuda en la estimación de y , es decir, si los coeficientes de los retardos de x son significativos estadísticamente, utilizando el test F de Snedecor que, bajo la hipótesis nula, y no causa en el sentido de Granger a x . Se puede dar el caso de una causalidad unidireccional o bidireccional donde x causa a y e y causa a x . Uno de los métodos más comunes para probar la causalidad en sentido de Granger es a través de la estimación de un modelo VAR y evaluar la significatividad estadística de los coeficientes.

4. Datos

Los datos que se emplean en este trabajo comprenden observaciones diarias del tipo de cambio spot y futuro para el par USD/ARS. El período de análisis se extiende desde enero de 2013 hasta junio de 2015 y desde enero de 2016 hasta diciembre de 2017, incluyendo 1092 días hábiles. Los datos utilizados para el tipo de cambio spot se tomaron de la serie diaria del Banco Nación para la venta de divisas que representa el último precio operado en el mercado mayorista SIOPEL. Los precios diarios de futuros se obtuvieron del Mercado a Término de Rosario S.A. (ROFEX), utilizándose el vencimiento del contrato más cercano en cada fecha por ser el que concentra la mayor liquidez⁶.

5. Resultados empíricos

5.1. Análisis preliminar de los datos

En las figuras 1 y 2, se muestra la evolución de las series de precios spot y futuros del par USD/ARS⁷ para ambos períodos bajo estudio. Como se puede apreciar gráficamente, el nivel de correlación es muy alto entre ambas series.

⁶ Como se mencionó anteriormente en esta tesis, en Argentina existen dos mercados para poder realizar operaciones a término: MAE y ROFEX, siendo el segundo el que concentra la mayor liquidez, entre otras cosas, por ser un mercado institucionalizado y tener una cámara compensadora que reduce el riesgo de contraparte.

⁷ Las series de datos se utilizan en logaritmos.

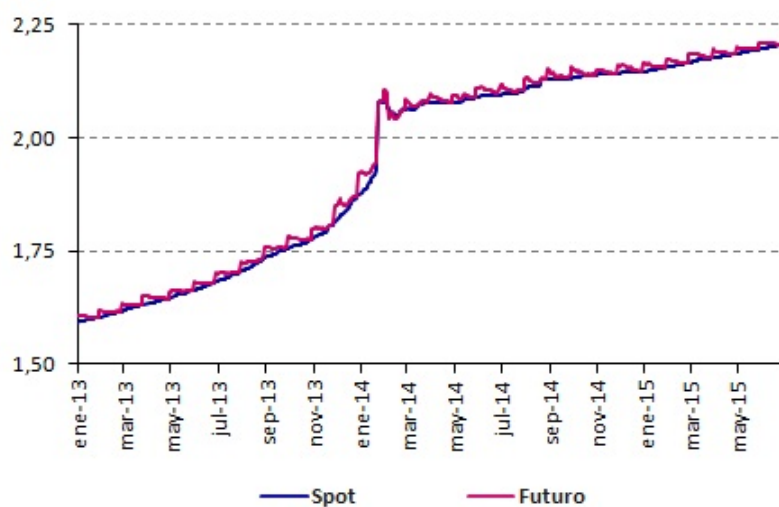


Figura 1: Evolución conjunta de las series de precio spot y futuros - Enero 2013 hasta junio 2015.



Figura 2: Evolución conjunta de las series de precio spot y futuros - Enero 2016 hasta diciembre 2017.

La estadística descriptiva aplicada sobre los retornos logarítmicos de las variables muestra que el valor medio para el spot es levemente mayor al de los futuros. Por otro lado, la desviación típica es mayor en los retornos

logarítmicos de los futuros. En ambos casos, las series de retornos son no normales, tal como demuestran el test de Jarque Bera y la distribución de frecuencias.

	2013-2015		2016-2017	
	Ret. Spot	Ret. Futuros	Ret. Spot	Ret. Futuros
Media	0,00102	0,00101	0,00076	0,00073
Mediana	0,00055	0,00000	0,00021	-0,00028
Mínimo	-0,01332	-0,03379	-0,03330	-0,03662
Máximo	0,08198	0,08632	0,04061	0,04962
Desviación típica	0,00407	0,00665	0,00732	0,00823
Asimetría	14,88700	5,46430	0,34921	0,89495
Exc. de curtosis	273,330	55,5460	6,05790	6,32980
P-value J-B	0	0	6,3e-166	5,5e-193

Tabla 1: Estadística descriptiva sobre retornos logarítmicos de las series.

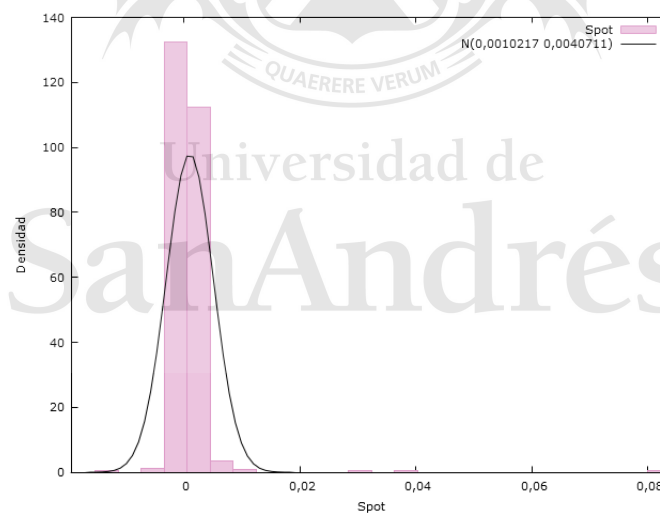


Figura 3: Distribución de frecuencias para retornos logarítmicos del tipo de cambio spot - Enero 2013 hasta junio 2015.

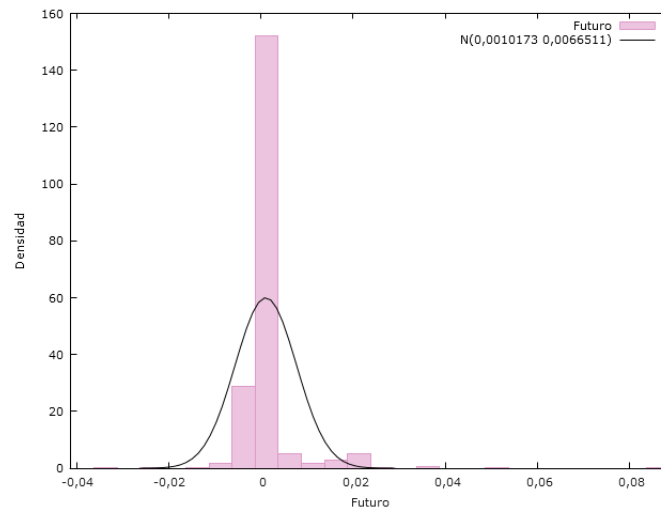


Figura 4: Distribución de frecuencias para retornos logarítmicos de futuros - Enero 2013 hasta junio 2015.

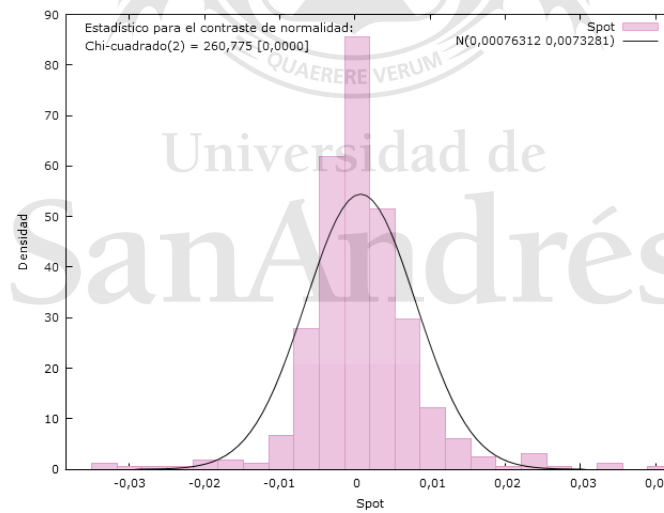


Figura 5: Distribución de frecuencias para retornos logarítmicos del tipo de cambio spot - Enero 2016 hasta diciembre 2017.

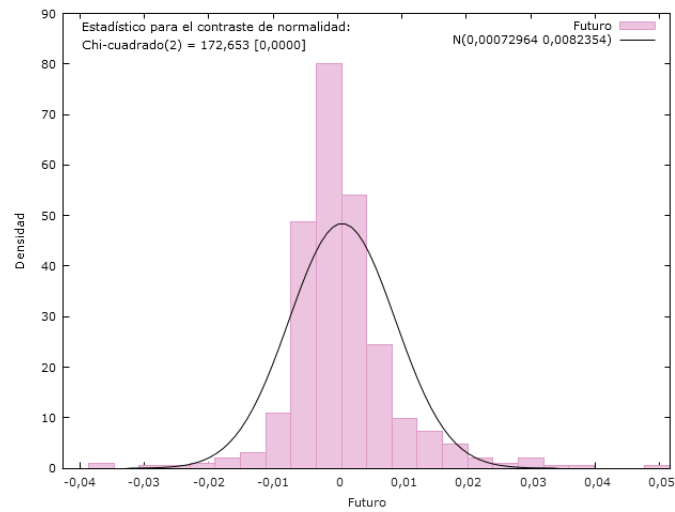


Figura 6: Distribución de frecuencias para retornos logarítmicos de futuros - Enero 2016 hasta diciembre 2017.

5.2. Raíces unitarias

En primer lugar, se analiza la existencia de raíces unitarias en las series de spot y futuros con el test de Dickey Fuller Aumentado⁸. Para garantizar que los resultados sean robustos, se proponen tres modelos distintos: sin constante (*Random Walk*), con constante (*Random Walk con drift*) y con constante y tendencia (*Random Walk con drift y tendencia*).

Período		2013-2015			2016-2017		
En niveles		SC	CC	CCT	SC	CC	CCT
Spot	Est. de contr.	3,09	-1,24	-0,87	1,70	-0,37	-2,61
	P-value	0,99	0,66	0,96	0,98	0,91	0,28
Futuros	Est. de contr.	3,62	-1,36	-0,59	1,57	-0,83	-2,63
	P-value	0,99	0,60	0,98	0,97	0,81	0,27

Tabla 2: Resultados para el test de Dickey Fuller Aumentado con 14 órdenes de retardo. SC: sin constante, CC: con constante y CCT: con constante y tendencia.

La tabla 2 muestra los resultados del test y en ningún caso se pudo rechazar la H_0 que postula la existencia de raíces unitarias ya que los estadísticos de

⁸En este trabajo se utilizan las series en logaritmos.

contraste superan a los valores críticos. Las conclusiones de la tabla anterior consideran hasta 14 órdenes de retardos; sin embargo estos resultados no se modifican al ir variando dicho parámetro.

Valores críticos			
Nivel	SC	CC	CCT
1 %	-2,590	-3,055	-4,077
5 %	-1,940	-2,885	-3,457
10 %	-1,616	-2,579	-3,148

Tabla 3: Valores Críticos para el Test de Dickey Fuller Aumentado^a

^aLos valores críticos se obtuvieron según los sugeridos por Mackinnon (Febrero 1990).

Al analizar las primeras diferencias de ambas variables, se obtuvieron los resultados detallados en la tabla 4 y se concluye que ambas series son I(1).

Período		2013-2015			2016-2017		
En niveles		SC	CC	CCT	SC	CC	CCT
Spot	Est. de contr.	-10,14	-10,72	-10,77	-7,75	-7,94	-7,95
	P-value	8,2e-20	1,5e-21	5,4e-23	2,1e-13	7,3e-13	2,8e-12
Futuros	Est. de contr.	-6,06	-9,50	-7,29	-6,85	-7,06	-7,06
	P-value	3,4e-9	1,3e-17	3,4e-10	4,3e-11	2,2e-10	1,7e-9

Tabla 4: Resultados para el test de Dickey Fuller Aumentado con 14 órdenes de retardo. SC: sin constante, CC: con constante y CCT: con constante y tendencia.

5.3. Cointegración

Para determinar si hay una relación estable de largo plazo entre el tipo de cambio spot y el futuro, es decir, si ambos mercados se mueven conjuntamente en el largo plazo, se aplica en primer lugar el contraste de cointegración de Engle-Granger.

Se estiman las siguientes relaciones por MCO:

$$\ln s_t = \alpha + \beta \ln f_t + e_t \quad (10)$$

$$\ln f_t = \alpha + \beta \ln s_t + e_t \quad (11)$$

Luego se aplican los pasos desarrollados en la sección 3, subsección 1, obteniendo los resultados de la tabla 5.

Período	2013-2015		2016-2017	
Variable dependiente	Spot	Futuro	Spot	Futuro
α	-0,01215***	0,01458***	0,02935**	-0,00512*
β	1,00166***	0,99708***	0,98603***	1,00520***

Tabla 5: Resultado de la estimación por MCO. Nivel de significación: * al 10 %, ** al 5 % y *** al 1 %.

Por último se aplica el test de ADF sobre cada serie estimada de residuos. Dado que los resultados rechazan la hipótesis nula en todos los casos, se concluye que los residuos son $I(0)$. De esta manera, podemos concluir que existe una relación de largo plazo y las series están cointegradas por período de estudio.

Período		2013-2015			2016-2017		
Primera diferencia		SC	CC	CCT	SC	CC	CCT
Spot	Est. de contr.	-9,06	-9,05	-9,04	-8,45	-8,45	-8,45
	P-value	7,1e-17	3,4e-16	4,3e-16	3,1e-15	2,5e-14	5,9e-14
Futuros	Est. de contr.	-9,06	-9,05	-9,05	-8,56	-8,55	-8,54
	P-value	6,9e-17	3,3e-16	3,9e-16	1,5e-15	1,1e-14	2,7e-14

Tabla 6: Resultados para el test de Dickey Fuller Aumentado aplicado a los residuos. SC: sin constante, CC: con constante y CCT: con constante y tendencia.

En segundo lugar, se aplica el test de cointegración de Johansen y Juselius⁹. La selección del orden p del modelo se determinó minimizando el criterio de información¹⁰. Todos los criterios coinciden en la selección de $p=3$ para

⁹El test se aplicó a las cinco posibilidades existentes: sin constante, constante restringida, constante no restringida, constante y tendencia no restringidas y tendencia restringida con constante no restringida. En todos los casos se rechaza el rango de cointegración 0, con excepción de los casos sin constante y constante restringida para el período 2013-2016 y tendencia y constantes no restringidas para el período 2016 y 2017 donde el p -value de rango de cointegración 1 es inferior a 0,05. Los datos presentados en esta tesis corresponden al caso de constante no restringida.

¹⁰Se utilizaron los siguientes criterios de información: Akaike (AIK), Bayesiano de Schwarz (BIC) y de Hannan-Quinn (HQC).

ambos períodos bajo estudio¹¹.

Retardos	Log. Veros.	p(RV)	AIC	BIC	HQC
1	4745,68		-15,90496	-15,86076	-15,88775
2	4887,21	0,00000	-16,36645	-16,29282	-16,33780
3	4908,04	0,00000	-16,42295*	-16,31982*	-16,38280*
4	4911,01	0,20320	-16,41950	-16,28691	-16,36787
5	4913,00	0,40784	-16,41277	-16,25071	-16,34967
6	4916,95	0,09535	-16,41260	-16,22108	-16,33802

Tabla 7: Selección del orden del VAR - Enero 2013 hasta junio 2015.

Retardos	Log. Veros.	p(RV)	AIC	BIC	HQC
1	3624,65		-15,01514	-14,96313*	-14,99471
2	3635,42	0,00025	-15,04326	-14,95657	-15,00919
3	3643,00	0,00440	-15,05809*	-14,93674	-15,01040*
4	3645,39	0,31058	-15,05141	-14,89540	-14,99010
5	3650,80	0,02857	-15,05728	-14,86658	-14,98233
6	3654,18	0,15015	-15,05467	-14,82930	-14,96610

Tabla 8: Selección del orden del VAR - Enero 2016 hasta diciembre 2017.

Los resultados estadísticos del test de cointegración de Johansen para determinar el número de vectores de cointegración se encuentran en las tablas 9 y 10. Se rechaza la hipótesis nula de rango de cointegración 0 tanto con el estadístico de la traza (*trace test*) como el del mayor valor propio (*eigenvalue*). Asimismo, no se rechaza que sea 1, por lo que hay evidencia de que las dos series están cointegradas.

Rango	Eigenvalue	Trace test	p-value	Lmax test	p-value
0	0,11813	76,917	0,0000	75,300	0,0000
1	0,00269	1,6170	0,2035	1,6170	0,2035

Tabla 9: Resultado de cointegración de Johansen - Enero 2013 hasta junio 2016.

¹¹Si bien para el período Enero 2016 hasta diciembre 2017, el criterio Bayesiano de Schwarz (BIC) indica que el orden óptimo es $p=1$, los otros dos criterios de selección coinciden en $p=3$.

Rango	Eigenvalue	Trace test	p-value	Lmax test	p-value
0	0,14927	79,056	0,0000	79,054	0,0000
1	2,9e-6	0,0015	0,9695	0,0015	0,9695

Tabla 10: Resultado de cointegración de Johansen - Enero 2016 hasta diciembre 2017.

Detalles de los resultados de cointegración de Johansen:

Período	2013-2015		2016-2017	
Spot	148,77	-0,8369	166,43	-14,741
Futuro	-148,97	5,4663	-165,27	1,1609

Tabla 11: Matriz β (vectores cointegrantes)

Período	2013-2015		2016-2017	
Spot	-0,00032	-0,00015	0,00078	1,2e-5
Futuro	0,00140	-0,00024	0,00248	7,9e-6

Tabla 12: Matriz α (vectores de ajuste)

Período	2013-2015		2016-2017	
Spot	1,0000	-0,1531	1,0000	-12,698
Futuro	-1,0014	1,0000	-0,9931	1,0000

Tabla 13: Matriz β normalizada

Período	2013-2015		2016-2017	
Spot	-0,0482	-0,0008	0,1301	1,3e-5
Futuro	0,2091	-0,0013	0,4131	9,2e-6

Tabla 14: Matriz α normalizada

	Spot	Futuro
Spot	-0,04803	0,04738
Futuro	0,20928	-0,21070

Tabla 15: Matriz de largo plazo ($\alpha\beta'$) - Enero 2013 hasta junio 2015.

	Spot	Futuro
Spot	0,12992	-0,12917
Futuro	0,41300	-0,41024

Tabla 16: Matriz de largo plazo ($\alpha\beta'$) - Enero 2016 hasta diciembre 2017.

5.4. Prueba de causalidad de Granger

De la sección anterior se determinó que las variables en consideración están cointegradas, por lo tanto, se puede determinar una la dirección de causalidad. Para realizar la prueba de causalidad de Granger, se estima un modelo VAR y se testea la significatividad estadística de los coeficientes, como se explicó en la sección 3, subsección 3. Los resultados se exhiben a continuación:

Variable	Hipótesis	Estadístico F	p-value
Spot	Spot no causa al futuro	4,0732	0,0070
Futuro	Futuro no causa al spot	32,741	0,0000

Tabla 17: Resultados del test de causalidad de Granger - Enero 2013 hasta junio 2015.

Variable	Hipótesis	Estadístico F	p-value
Spot	Spot no causa al futuro	2,1336	0,0951
Futuro	Futuro no causa al spot	21,472	0,0000

Tabla 18: Resultados del test de causalidad de Granger - Enero 2016 hasta diciembre 2017.

De la tabla 17, se puede inferir que existe una relación de causalidad bidireccional para el período comprendido entre enero de 2013 a junio de

2015. Durante esta etapa, el BCRA intervenía en el mercado de futuros y spot con el objeto de no generar desarbitrajes entre ambos, ya que este último tenía múltiples regulaciones impuestas para su acceso y, así, dicha entidad podía tener un control más exhaustivo sobre la evolución del tipo de cambio. Si se elabora el mismo análisis considerando el tipo de cambio derivado de operaciones de contado con liquidación (CCL)¹², entendiendo que esta serie refleja en forma más adecuada las expectativas de los agentes de mercado, y la serie de futuros, se concluye que la serie de CCL causa en el sentido de Granger a la serie de futuros, siendo esta relación unidireccional¹³. La tabla 18, exhibe resultados para el período 2016 - 2017 donde la relación de causalidad es unidireccional y el tipo de cambio futuro tiene un rol de liderazgo por sobre el spot, en línea con lo que la mayoría de la literatura concluye.

6. Conclusiones

El presente trabajo se investigó la interacción entre el tipo de cambio spot y futuro del peso argentino contra el dólar estadounidense negociados en el mercado argentino. En particular, se exploró la existencia de un rol de liderazgo de alguna de las variables previamente mencionadas. El estudio contempló dos períodos de tiempo: el primero, desde enero de 2013 hasta junio de 2015 y, el segundo, desde enero de 2016 hasta diciembre de 2017, debido a la presencia o ausencia de restricciones en el mercado de cambios. A partir de enero de 2016, se inició una flexibilización progresiva al acceso al mercado único y libre de cambios que modificó las condiciones del mercado. En primer lugar, se encontró evidencia significativa sobre la cointegración de ambas series para los dos períodos de tiempo estudiados, resultados alcanzados a través de la metodología de Engle - Granger y Johansen - Juselius. De esta manera, se puede afirmar la existencia de una relación de largo plazo entre las variables estudiadas. Finalmente, se determinó, por un lado, que la relación de causalidad es bidireccional en el sentido de Granger para el período enero 2013 hasta junio 2016, análisis que se complementó considerando una serie de CCL que refleja expectativas con menores restricciones sobre el tipo de cambio y los resultados cambiaron a

¹²El contado con liquidación es una operación por la cual una persona o una empresa puede intercambiar pesos por dólares en el exterior, mediante la compra y venta de títulos de deuda o acciones que coticen tanto en el mercado local como en algún mercado en el exterior. En este trabajo, la serie de CCL se construyó utilizando los precios de acciones de YPF que cotizan en la Bolsa de Comercio de Buenos Aires y en el Mercado de Nueva York (New York Stock Exchange - NYSE).

¹³La serie de CCL es I(1) y está cointegrada con la serie de futuros.

una relación de causalidad unidireccional donde el CCL tiene un rol de liderazgo. Por otro lado, para el período enero 2016 hasta diciembre 2017, la relación de causalidad resultó ser unidireccional y el tipo de cambio spot tiene un rol reactivo al futuro, en línea con lo que la mayoría de la literatura concluye.



Universidad de
San Andrés

Referencias

- F. Asche and A. G. Guttormsen. Lead lag relationship between futures and spot prices. *SNF Working paper 2002:2*, 33(21), Enero 2002.
- M. E. Boyrie, I. Pavlova, and A. M. Parhizgari. Price discovery in currency markets: evidence from three emerging markets. *International Journal of Economics and Finance*, 4(12):61–75, 2012.
- J. Cabrera, T. Wang, and J. Yang. Do futures lead price discovery in electronic foreign exchange markets? *Journal of Futures Markets*, 29(2): 137–156, Diciembre 2008.
- K. Chan. A further analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market. *The Review of Financial Studies*, 5(1):123–152, 1992.
- A. Chatrath and F. Song. Information and volatility in futures and spot markets: The case of the japanese yen. *The Journal of Futures Markets (1986-1998)*, 18(2):201–224, Febrero 1994.
- S. J. Crain and J. H. Lee. Intraday volatility in interest rate and foreign exchange spot and futures markets. *The Journal of Futures Markets*, 15 (4):395–421, Junio 1995.
- D. A. Dickey and W. A. Fuller. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366):427–431, Junio 1979.
- R. F. Engle and C. W. J. Granger. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2):251–276, Marzo 1987.
- C. Floros. Price discovery in the south african stock index futures market. *International Research Journal of Finance and Economics*, 34:148–159, Diciembre 2009.
- M. Garcia and A. Ventura. Mercados futuro e câmbio no brasil: O rabo balança o cachorro. *Revista Brasileira de Economia*, 66(1), 2012.
- M. Garcia, M. Medeiros, and F. Santos. Price discovery in brazilian fx markets. *Brazilian Review of Econometrics*, 35(1):65–94, Mayo 2015.

- J. A Godinez Placencia. Causalidad del precio futuro de la bolsa de chicago sobre los precios fisicos de maiz blanco en mexico. *Estudios sociales (Hermosillo, Son.)*, 15:203 – 223, Junio 2007.
- C. W. J. Granger. Developments in the study of cointegrated economic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48(3):213–228, Agosto 1986.
- C. W. J. Granger. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 16(1):121–130, Mayo 1981.
- G. M. Jabbour. Prediction of future currency exchange rates from current currency futures prices: The case of gm and jy. *The Journal of Futures Markets (1986-1998)*, 44(2):25–37, Febrero 1994.
- C. Jochum and L. Kodres. Does the introduction of futures on emerging market currencies destabilize the underlying currencies? *Staff Papers - International Monetary Fund*, 45(3):486–521, Septiembre 1998.
- S. Johansen. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, pages 231–254, 1988.
- S. Johansen and K. Juselius. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2):169–210, 1990.
- I. G. Kawaller, P. D. Koch, and T. W. Koch. The temporal price relationship between s&p 500 futures and the s&p 500 index. *The Journal of Finance*, 42(5):1309–1329, Diciembre 1987.
- D.F. Kenourgios. Price discovery in the athens derivatives exchange: evidence for the ftse/ase-20 futures market. *Economic and Business Review*, 6(3): 229–243, 2004.
- J. Mackinnon. Critical values for cointegration tests. *Long-Run Economic Relationships*, Febrero 1990.
- K. Nirmala and C. Swarna. Examining the relationship between spot and future price of crude oil. *KAAV International Journal of Economics, Commerce and Business Management*, 4:209–314, Marzo 2017.
- D. D. Quintino, S. A. David, and C. E. F. Vian. Analysis of the relationship between ethanol spot and futures prices in brazil. *Journal of Financial Studies*, 5(2):1–10, 2017.

- R.H. Raghavendra and P.S. Velmurugan. A study on causal relationship between spot return and future return of gbp/inr pair traded in india. *Impact: International Journal of Research in Business Manamegent*, 1(6): 43–48, Noviembre 2013.
- B. Schlusche. Price formation in spot and futures markets: Exchange traded funds vs. index futures. *The Journal of Derivatives*, 17(2):26–40, Diciembre 2009.
- H. R. Stoll and R. E. Whaley. The dynamics of stock index and stock index futures returns. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25 (4):441–468, Diciembre 1990.
- Y. K. Tse. Lead-lag relationship between spot index and futures price of the nikkei stock average. *Journal of Forecasting*, 14(7):553–563, Diciembre 1995.



Universidad de
San Andrés