Universidad de San Andrés

Departamento de Economía

Maestría en Economía

Dólar oficial y dólar blue. Su relación de largo plazo y su dinámica de corto plazo.

Rocio MARTINEZ SCARINCI

DNI:36.637.432

Mentora: Magdalena CORNEJO

Buenos Aires

10 de enero de 2020

Tesis de Maestría en Economía de

Rocío MARTINEZ SCARINCI

"Dólar oficial y dólar blue. Su relación de largo plazo y su dinámica de corto plazo."

Resumen

Este trabajo busca estudiar la relación de cointegración entre el tipo de cambio oficial y el paralelo en Argentina para el período comprendido entre Noviembre de 2011 y Noviembre de 2014, en frecuencia diaria. La principal hipótesis es que el dólar blue y el dólar oficial compartieron una relación de equilibrio en el largo plazo, en la cual el tipo de cambio oficial se ajustó ante desviaciones respecto de dicho equilibrio. Para el estudio, se evalúa la existencia de una relación de cointegración a través del enfoque de Johansen (1996). Luego, se estima un Modelo de Corrección de Errores que permite capturar la dinámica corto plazo y evalúa la influencia de otros factores exógenos. A su vez, dada la inestabilidad económica que caracterizó al mercado cambiario durante el período de estudio, se considera la presencia de quiebres estructurales y se analiza la estabilidad de los parámetros del MCE estimado a partir de técnicas recursivas. Como resultado, obtuvo un MCE que, en el corto plazo, no solo contempla el efecto del tipo de cambio paralelo sobre el oficial y viceversa, sino que también se pudieron incluir otras variables significativas como el nivel de inflación o la base monetaria; mientras que en el largo plazo, se pudo determinar la cointegración del tipo de cambio oficial y blue. Además de esto, se determinó la exogeneidad débil del dólar blue, lo que significa que sería el blue el que estaría afectando al oficial en el largo plazo y no a la inversa.

Palabras clave: tipo de cambio, mercado paralelo, oficial, blue, cointegración.

Códigos JEL: A1, E5, G0

"*Oficial and blue dolar. It's long term relationship and short term dynamics.*"

Abstract

This paper seeks to study the cointegration relationship between the official and blue exchange rates in Argentina for the period between November 2011 and November 2014 on a daily frequency. From a theoretical perspective, the main hypothesis is that both variables shared a cointegration relationship and, as a consequence, the oficial exchange rate is the one that adjusts to shocks in the long-run equilibrium. To empirically evaluate this hypothesis, this paper follows Johansen's (1996) cointegration approach, controlling by outliers to obtain a stable system during the whole sample period. Then, a Vector Error Correction (VEC) model is estimated to disentangle the long-run and short-run effects in the exchange rate determination. This model also includes other control variables such as the inflation rate, Central Bank reserves or fluctuation of neighbour currencies. Finally, due to the economic instablility that has characterized this period, the existence of structural breaks is also evaluated. As a result, we could establish an ECM that takes into account the effects of different variables, such as the inflation rate or the monetary base, as well as the long term relationship between the official exchange rate and the one on the black market. We could also determine that, in the long run, the blue dolar is the one affecting the official dolar and not the other way around.

Universidad de SanAndrés

Keywords: exchange rate, dual exchange market, oficial, blue, cointegration.

JEL Codes: A1, E5, G0

Índice

1. Introducción **6**

2. Marco Teórico **8**

3. Datos **11**

3.1. Fuentes 11

3.2. Estadísticos de resumen 13

3.3. El mercado cambiario argentino entre 2011 y 2014 13

4. Enfoque econométrico **16**

5. Resultados **18**

5.1. Análisis de eventos extremos 19

5.2. IIS 20

5.3. Pruebas de raíz unitaria 22

5.4. Análisis de cointegración 24

5.5. Estimación del modelo de corrección de errores 27

6. Conclusiones **31**

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Índice de figuras

1. Evolución de la cotización ARS-USD en el mercado oficial y paralelo . . 15
2. Evolución de las micro-devaluaciones diarias del tipo de cambio oficial . 16

Índice de tablas

1. Descripción de las variables 11
2. Estadísticos Descriptivos 13
3. Pruebas de Raíz Unitaria 23
4. Test de Zivot & Andrews 24
5. Prueba de cointegracion de Johansen 25
6. Estimación de los coeficientes α y β 25
7. Test de no-causalidad de Granger 26
8. Prueba de cointegracion de Johansen 26
9. Estimaciones del modelo de corrección de errores 28

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

1. Introducción

Los mercados ilegales o paralelos de tipo de cambio son elementos que a menudo se encuentran presentes en las economías de países en desarrollo. Estos mercados surgen de las restricciones gubernamentales a la compra o venta de divisas extranjeras. Un ejemplo que ilustra esta situación es el de la economía argentina durante el gobierno de Cristina Fernández de Kirchner, en el cual existió un mercado de divisas paralelo denominado "Dólar Blue", que comenzó a regir a partir de 2002 pero cuya brecha con el mercado oficial se acrecentó hasta resultar significativa a partir de 2011.

La economía argentina está caracterizada por una alta volatiliad, lo que modeló el comportamiento de los residentes para esperar crisis recurrentes cada cierto período de tiempo. Naturalmente, se espera que los agentes busquen herramientas cuyo valor no dependiera de las decisiones de los agentes políticos del momento para poder refugiarse. Por este motivo, no llamaría la atención que la moneda estadounidense se postulara como favorita, gracias a su carácter accesible y la imagen de fortaleza económica que proyecta el país emisor.

A partir del año 2011, momento en el cual comienza la data utilizada para este estudio, la economía argentina comenzó a sufrir un aumento del desdoblamiento del mercado cambiario. Con una base monetaria que aumentó cerca del 95 % y reservas que disminuyeron en 42 % entre 2011 y 2015, según datos obtenidos del Banco Central; sumado a la falta de confianza en las instituciones locales como el Instituto Nacional de Estadística y Censos de la República Argentina (INDEC), disminuyó significativamente la confianza que tenían los agentes en el peso argentino como reserva de valor. En consecuencia, aumentó la demanda de dólares como activo utilizado para conservar el valor del dinero y, con ella, su precio. El 31 de octubre de 2011 el gobierno argentino optó por imponer el control cambiario a través de limitaciones a la compra de divisas extranjeras. A partir de ese momento, la brecha entre el dólar del mercado oficial y el dólar del mercado paralelo se fue haciendo cada vez más evidente.

Los modelos tradicionales de tipo de cambio, como el de Engel, Mark y West (2007), consideran variables como la tasa de interés internacional, la desviación con respecto a la PPP (*Purchasing Power Parity*), el nivel de inflación, la variación del PBI o el déficit fiscal como los *fundamentals* capaces de explicar (o en algunos casos hasta prever) el movimiento del tipo de cambio. Sin embargo, consideramos que en contextos tan dinámicos como el de la economía argentina, estos modelos podrían no alcanzar para explicar las cotizaciones del dólar, sobre todo si consideramos al dólar blue.

El dólar, como cualquier otra forma de dinero, posee, según la literatura tradicional, tres funciones básicas: unidad de cuenta, reserva de valor y medio de cambio. De acuerdo con Smithin (2000) la primera, nos permite medir el valor de todos los bienes

y compararlos entre sí. La segunda, tal vez la más presente en el caso argentino, nos posibilita cambiar consumo presente por consumo futuro. Finalmente, la tercera, reduce los costos de transacción al tratarse de un medio de pago comúnmente aceptado.

Sin embargo, el caso particular de Argentina pareciera no encajar adecuadamente con esta caracterización de la divisa extranjera, ya que para el año 2015 la economía del país contaba con más de diez tipos de cambio distintos (contando los tipos de cambio para exportadores de commodities)[1].

El otro protagonista en la economía monetaria argentina es el tipo de cambio paralelo o "Blue", cuya relevancia aumentó rápidamente a partir del anuncio oficial que restringía la compra de divisas en octubre de 2011. Esta disposición establecía que la Asociación Federal de Ingresos Públicos (AFIP) debía autorizar la compra de moneda extranjera sólo a aquellas personas o empresas con la capacidad contributiva para hacerlo. Si bien la medida marcó el inicio de un creciente *spread* entre el dólar oficial y el paralelo, hubo otros sucesos que lo intensificaron. El 24 de mayo de 2012, el organismo recaudador fijó nuevos controles para quienes viajaban al exterior e inauguró un sistema de compra de divisas a través de la página web de la AFIP. Luego, el 8 de mayo de 2013, el equipo económico anunció una medida de blanqueo que llevó al blue a $10,45, con una brecha entre el paralelo y el oficial que superaba el 100 %. Otro de los picos de cotización fue en enero de 2014, luego de la devaluación del dólar oficial. Finalmente, el dólar paralelo superó los $15 en septiembre de 2014, luego de que Argentina fuera declarada en default.

Siendo que la economía Argentina cuenta con factores característicos que no se encuentran en muchas otras economías, como la existencia de un mercado paralelo de divisas, este trabajo se focalizará en estudiar dichos factores.

El objetivo principal de esta tesis es estudiar la dinámica del mercado dual en Argentina, que comenzó a existir a partir de octubre de 2011. Más específicamente, se intentará determinar la existencia de una relación de equilibrio (cointegración) entre el dólar oficial y el blue durante el período de análisis. Además de investigar acerca de la relación de largo plazo entre las variables, se estudiará la dinámica de corto plazo entre ambos tipos de cambio y se evaluará el impacto de variables financieras y monetarias en la determinación de los mercados cambiarios.

Desde una perspectiva teórica, la principal hipótesis de la tesis es que el dólar blue y el dólar oficial comparten una relación de equilibrio en el largo plazo, en la cual el tipo de cambio oficial se ajusta ante desviaciones respecto de dicho equilibrio.

A partir de la modelación econométrica de la relación entre el tipo de cambio oficial y paralelo de la Argentina, controlando tanto por factores domésticos como externos,

[1] Según Thomson Reuters Eikon y Todo Noticias, a saber: dólar oficial, dólar blue, dólar MEP, dólar para operaciones inmobiliarias, contado con liqui, dólar para exportadores de soja, dólar para exportadores de trigo, dólar para exportadores de maíz, dólar para exportadores de carne, dólar para exportadores de girasol, dólar industria, dólar tarjeta

se evaluará la existencia de una posible precedencia temporal (causalidad en sentido de Granger) de la cotización del mercado paralelo respecto al oficial y no a la inversa.

Para llevar a cabo este estudio se evaluará la existencia de una relación de cointegración entre estas variables a través del enfoque de Johansen (1996), para luego estudiar el modelo de corrección de errores y la dinámica corto plazo.

El trabajo se divide en cinco secciones: la primera explora la literatura previa, haciendo especial énfasis en aquellos trabajos que estudiaron la posibilidad de una relación de cointegración teniendo en cuenta variables asociadas al tipo de cambio. La segunda describe la base de datos que se tomó como muestra. La tercera sección describe en profundidad el modelo econométrico a utilizar, los controles necesarios para poder llevarlo a cabo y las dummies que se tomaron en cuenta a la hora de representar los *outliers*. La cuarta sección explora los resultados obtenidos y la última sección expresa las conclusiones del trabajo y las posibles líneas futuras de investigación.

2. Marco Teórico

Autores de diversos países han estudiado el comportamiento de los mercados de divisas extranjeras. El carácter volátil de la economía argentina ha permitido que éste no fuera la excepción. Con una huida típica al dólar cuando se perciben crisis o recesiones, la moneda estadounidense se ha postulado como la favorita para la conservación del valor del dinero en la sociedad argentina.

Para evitar una rápida desvalorización del peso, las autoridades locales optaron por imponer limitaciones para comprar divisas, que empezaron a regir el 31 de octubre de 2011. A partir de ese momento, se creó lo que hoy se conoce como "mercado de dólar blue", cuya brecha con el mercado oficial se fue acrecentando con el correr del tiempo.

Esta dinámica se enmarca dentro de la extensa literatura de mercados cambiarios duales, sobre todo aquellos que se enfocan en regímenes de tipo de cambio de flotación sucia. A diferencia de otras investigaciones, el objeto de estudio (el dólar blue) es una variable con carácter relativamente reciente y que ha modificado el comportamiento de prácticamente toda la sociedad argentina. Tanto grandes inversores como pequeños ahorristas han aprendido a operar con las limitaciones que conllevan los controles cambiarios y la existencia de un mercado negro de divisas.

Autores como Malone y Ter Horst (2010), sin embargo, sostienen que los controles impuestos a los mercados cambiarios sólo pueden ser temporarios. Estos autores afirman que la presión a la suba que genera el tipo de cambio paralelo resulta en una suba en el tipo de cambio oficial. De esta forma, en el largo plazo, el mercado paralelo (en este caso dólar blue) sería el que estaría influyendo sobre el oficial (dólar oficial) y no a la inversa. Buscan el equilibrio a través de la determinación del stock de divisas en el mercado "negro". Los autores sostienen que un mayor *Premium* afecta la ofer-

ta de dólares en el mercado paralelo ya que habría mayores incentivos para la sobre declaración de importaciones y sub declaración de exportaciones.

La cuestión de la endogeneidad entre el tipo de cambio oficial y el paralelo es motivo de discusión en la literatura y un punto crítico para el análisis empírico. Kamin (1988) desarrolla un modelo para analizar cómo los controles cambiarios, el mercado paralelo de divisas y las expectativas condicionan el impacto de las devaluaciones en los mercados de países en desarrollo. Incorpora controles cambiarios, mercado cambiario paralelo y expectativas para analizar la respuesta de ciertos indicadores externos a devaluaciones anticipadas. El trabajo desarrolla un modelo en el cual una tasa de inflación continua y, por lo tanto, una apreciación del tipo de cambio (oficial) real llevan a depreciaciones del tipo de cambio paralelo, reducción en la declaración de exportaciones y reducciones en las exportaciones medidas oficialmente. El autor encuentra tres resultados interesantes: en primer lugar, la cotización del mercado paralelo subirá en respuesta a una expectativa de devaluación de la moneda en el mercado oficial, en segundo lugar, el mercado paralelo reaccionará anticipadamente a la devaluación del oficial y en tercer lugar, la depreciación en el mercado paralelo continuará aun luego de la devaluación en el oficial. Otro investigador que ahondó sobre el tema es Duy Hung (2014), quien investigó la dinámica del mercado oficial y el paralelo para Vietnam entre los años 1995 y 2007. De acuerdo con los resultados obtenidos, la oferta monetaria y la cotización en el mercado oficial son las dos variables más importantes que afectan el precio de la moneda en el mercado paralelo. Un incremento de oferta monetaria en un 1 % causa que la moneda se deprecie en el mercado paralelo en 0,015 %. A su vez, una devaluación de 1 % en el mercado oficial causa una depreciación de 1,33 % en el mercado paralelo.

Como se ha mencionado anteriormente, con trabajos como el de Malone y Ter Horst (2010), existe otro enfoque al estudio de los mercados cambiarios duales, en el cual la causalidad va desde la cotización de la moneda en el mercado paralelo hacia la cotización en el mercado oficial. Un trabajo análogo a la presente investigación es el de Bahmani y Tanku (2006). Los autores, utilizando datos de panel, realizan un estudio de cointegración tomando datos mensuales de 27 países y siguiendo la metodología de Pesaran (2001). Modelan la dinámica en un modelo de corrección de errores (MCE) que se basa en las siguientes ecuaciones:

$$\Delta log(OEX)_t = a_t + \sum_{j=1}^{n1} b_j \Delta log(OEX)_{j-i} + \sum_{i=0}^{n2} c_j \Delta log(BEX)_{t-j} + \lambda \varepsilon_{t-1} + \mu_t \quad (1)$$

$$\Delta log(BEX)_t = a_t + \sum_{j=1}^{n1} b_j \Delta log(BEX)_{j-i} + \sum_{i=0}^{n2} c_j \Delta log(OEX)_{t-j} + \lambda \varepsilon_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

donde OEX_t representa el tipo de cambio oficial en el momento t, BEX_{t-i} representa el tipo de cambio paralelo en el momento $(t-i)$ y ε_{t-i} es el término de corrección de errores del periodo $(t-i)$.

De esta forma, los autores modelan tanto la relación de largo plazo como la dinámica corto plazo. Afirman que existen dos maneras a través de las cuales se puede establecer causalidad, en sentido de Granger, que va desde el mercado paralelo al oficial. La primera sería que las cj's fueran conjuntamente significativas sólo en una de las dos ecuaciones. La segunda sería si λ fuera negativo y significativo, lo cual implicaría que la variable ajusta ante desviaciones del largo plazo.

Dichos autores encuentran evidencia empírica que sostiene la hipótesis de cointegración entre el mercado cambiario oficial y paralelo en el largo plazo para 22 de los 27 países. Además de esto, encuentran que, para todos esos países, la cotización en el mercado paralelo influye sobre la cotización del oficial y no a la inversa. Otro ejemplo es el del trabajo de Onour y Cameron (1997), en el que buscan identificar si la moneda se encuentra sobrevaluada o subvaluada con respecto al tipo real de cambio, en el mercado oficial, utilizando como parámetro el *market premium*[2] entre el mercado oficial y el paralelo. Los autores buscan respaldar la idea de que no es necesario conocer el flujo de capital en el mercado paralelo para establecer la desviación del equilibrio en el mercado oficial. A través de un modelo macroeconómico de optimización de las decisiones individuales de los agentes, los autores establecen que las variaciones en la cotización del tipo de cambio paralelo están positivamente asociadas a desviaciones del equilibrio por parte del mercado oficial.

Teniendo en cuenta la literatura previa, se procederá a estimar un Modelo de Corrección de Errores para evaluar la hipótesis de que, en Argentina, el mercado de dólar oficial y el blue compartían una relación de largo plazo. Además de esto, se buscará establecer la dirección de causalidad en esta relación.

Se utilizarán variables basadas en cuatro aspectos. El primero está asociado a los factores que afectan al tipo de cambio de acuerdo a la literatura tradicional, por ejemplo la inflación, la base monetaria y las reservas del Banco Central (y por los tanto también el dólar cobertura). Un aumento de la inflación, una caída de las reservas o un aumento de la base monetaria llevan a una depreciación de la moneda local.

El segundo aspecto está asociado a variables que pueden funcionar como sustitutas a la compra de dólares para un agente que busca refugiarse de la incertidumbre o

[2]Se define "market premium" como la diferencia entre el valor de la moneda en el mercado paralelo y en el mercado oficial en relación a otra moneda, en este caso, el dólar estadounidense.

la inflación. En esta categoría estaría contenido el tipo de cambio de contado con liquidación, la cotización del Merval y la tasa badlar.

Por otro lado, nos focalizamos en variables que puedan capturar los movimientos de shock internacionales sobre la base de estudio, como puede ser la cotización del gas natural, la cotización del oro, la cotización de la soja o del petróleo Brent.

Finalmente se tomó en cuenta la cotización de algunas de las monedas vecinas a Argentina, en un intento de capturar shocks internacionales regionales.

3. Datos

En esta sección se describen los datos utilizados en el trabajo para estimar un modelo econométrico que permite explicar la dinámica entre el tipo de cambio oficial y paralelo en Argentina entre noviembre de 2011 y octubre de 2014. Primero se presentan las fuentes de datos utilizadas. Segundo, se realiza una descripción estadística de las variables. Por último, se caracteriza el mercado cambiario a lo largo del período de análisis.

3.1. Fuentes

La Tabla 1 presenta el listado de variables del mercado cambiario y financiero argentino consideradas a lo largo del trabajo con frecuencia diaria entre el 3 de noviembre de 2011 y el 30 de octubre de 2014 ($T = 721$ observaciones).

Tabla 1: Descripción de las variables

Símbolo	Unidades	Descripción	Fuente
blue	\$/U\$S	Cotización diaria \$/U\$S (Blue)	Thomson Reuters Eikon
oficial	\$/U\$S	Cotización diaria \$/U\$S (Oficial)	Puentenet
cobertura	M1/Reservas	Cotización del dólar cobertura	BCRA
ccl	\$/U\$S	Contado con Liquidación[3]	Ambito Financiero
real	Real/U\$S	Cotización diaria del Real	Puentenet
badlar	Mill. de \$	TNA	BCRA[4]
π	%	Tasa de Inflación intermensual	Pricestats
M1	Mill. de \$	Saldos diarios	BCRA
R	Mill. de U\$S	Stock de reservas internacionales	BCRA
merval	Pesos	Cotización diaria del Merval	Thomson Reuters Eikon
p^{brent}	U\$S por barril	Cotización diaria del Brent	Thomson Reuters Eikon
p^{oro}	Oro/U\$S	Cotización diaria del Oro	Puentenet
p^{gas}	U\$S/MMBTU	Cotización diaria del gas natural	Puentenet
p^{soja}	U\$S/TM	Cotización diaria de la soja (Chicago)	Puentenet

En primer lugar, se tomaron en cuenta variables monetarias que pueden influir en la determinación del tipo de cambio tales como la base monetaria, la tasa de inflación o el stock de reservas internacionales. De acuerdo a la literatura tradicional, éstas

son las variables fundamentales que afectan la cotización de las divisas extranjeras. Como la mayoría de los activos cuyo valor se ven influídos por la oferta y demanda del mercado, se esperaría que ante un aumento de la oferta de moneda nacional (aumento de la base monetaria) en relación a la moneda de referencia (USD), el precio de la moneda nacional bajaría y se experimentaría una depreciación. Por otro lado, una reducción de la oferta de divisas extranjeras generaría el aumento del precio de la moneda nacional debido a un mayor ratio entre oferta y demanda. Por último, se considera a la tasa de inflación como un factor influyente. Generalmente ligado al aumento de la base monetaria, el aumento de la inflación se asocia con una depreciación del tipo de cambio. Especialmente en países en desarrollo, como Argentina, cuanto mayores son los porcentajes de inflación, más disminuye la demanda de pesos como reserva de valor. Los agentes tienden a volcarse al mercado de divisas extranjeras, lo que hace que aumente su precio, y nuevamente se generaría una depreciación del tipo de cambio.

En segundo lugar, se consideraron variables que pueden resultar sustitutas de inversión para los agentes a la hora de decidir qué hacer con sus ahorros, por ejemplo, la cotización del Merval, la tasa Badlar o el tipo de cambio de contado con liquidación[5] Al tratarse de variables sustitutas al tipo de cambio oficial (o paralelo en el caso de Argentina) para la reserva de valor de los agentes, se esperaría que un aumento de estas variables impacte negativamente en la cotización del tipo de cambio, generando una apreciación del peso argentino.

En tercer lugar, se consideró la posibilidad de que el tipo de cambio en Argentina se viera afectado por *shocks* internacionales. Por este motivo, en un intento de aislar dichos efectos, se incorporó al modelo la cotización del oro, de la soja, del petróleo Brent o del gas natural.

A su vez, se tomó en cuenta la existencia de *shocks* regionales propios de América del Sur, por lo que se agregó al modelo la cotización del real por ser Brasil, el principal socio comercial de la Argentina dentro de la región.

Finalmente, se crearon variables dicotómicas (*dummies*) que capturan el efecto de los días en los cuales la devaluación en el tipo de cambio oficial tuvo una variación mayor a 0,4 %[6] y el blue de 5 %[7] (en la sección 5.1 se brinda un mayor detalle respecto de la inclusión de dichas variables dummies). Ocho de estas *dummies* resultaron

[5]La cotización del *contado con liquidación* o *contado con liqui* se calcula a través de una operación por la cual una persona o agente puede cambiar pesos argentinos por dólares en el exterior, mediante la compra-venta de acciones o títulos de deuda. Como nn mismo título o acción puede cotizar en la Bolsa de valores de la Argentina y en alguna Bolsa del exterior, como por ejemplo, la de Nueva York, al mismo tiempo; un inversor puede comprar títulos en el mercado local pero venderlos en el mercado extranjero (a través de un *broker*) y recibir dólares a cambio.

[6]Valor de las "microdevaluaciones" de mayor magnitud (ver Figura 2)

[7]Se consideran como valores extremos aquellos valores que están más de dos desvíos estándares por encima o por debajo de la media.

significativas en el modelo final estimado.

3.2. Estadísticos de resumen

En la Tabla 2 se detallan los principales estadísticos descriptivos de las variables que componen la base de datos.

Se cuenta con una muestra de 721 observaciones que cubre un período de tres años, desde el inicio de la desdoblación del tipo de cambio en dos mercados en noviembre 2011, pasando por los diferentes picos de spread que sucedieron entre el tipo de cambio oficial y el paralelo, hasta el 30 de octubre de 2014.

Tabla 2: Estadísticos Descriptivos

Variable	Media	Desvío Estándar	Mediana	Max	Min
blue	10,41	2,13	9,88	15,90	6,89
oficial	6,65	1,34	6,15	8,50	4,92
cobertura	10,67	2,53	11,21	14,93	6,76
ccl	9,69	1,72	9,22	15,20	6,68
real	2,23	0,14	2,24	2,52	1,95
badlar	0,18	0,04	0,18	0,26	0,08
π	2,23	1,35	1,96	6,31	-0,16
M1	342.539,40	33.933,14	340.608,60	412.069,80	279.360,30
R	33.332,58	5.316,11	30.813,22	43.231,71	26.729,34
merval	5.783,76	2.449,44	5.392,07	12.846,01	2.946,39
p^{brent}	106,70	626,57	108,26	118,90	840,20
p^{oro}	1.355,47	153,23	1.310,90	2.704,80	1.189,90
p^{gas}	4,01	0,50	3,91	6,24	3,13
p^{soja}	429,75	32,54	436,11	483,19	334,47

3.3. El mercado cambiario argentino entre 2011 y 2014

El tipo de cambio, según la literatura tradicional, funciona como medio de transmisión de las políticas monetarias adoptadas. Sin embargo, tomando en cuenta el caso de Argentina, podemos afirmar que su rol en la economía es más complejo y varía dependiendo del horizonte temporal que se esté tomando en cuenta.

Cuando consideramos situaciones en el corto plazo, dentro de las funciones tradicionales del dinero, la que se destaca en este escenario es la de reserva de valor. Teniendo en cuenta la volatilidad y el carácter inflacionario de la economía argentina, no resultaría sorprendente que los residentes buscaran conservar el valor de su dinero en otras monedas que no fueran el peso. Ya sea por una cuestión de cultura o por accesibilidad, la divisa elegida por la mayoría de los individuos es el dólar estadounidense. Además de esto existen agentes cuyo objetivo no es el de la preservación del valor de sus activos si no el incremento del mismo. Con un funcionamiento similar al de un activo finan-

ciero en un horizonte temporal corto, el dólar puede ofrecer una alta probabilidad de enriquecerse mediante su adquisición. Algunos individuos, considerando que el tipo de cambio podría subir, eligen comprar dólares como un negocio y de forma de obtener una diferencia.

Sin embargo, cuando consideramos escenarios de largo plazo, el tipo de cambio funciona como un factor que equilibra la economía y permite la transmisión de la política monetaria. Afecta directamente sobre la competitividad de un país y, por lo tanto, sobre sus exportaciones e importaciones. Cuanto mayor nivel de reservas en moneda extranjera en relación a la base monetaria, resultaría más sostenible un tipo de cambio bajo. Si bien esto no necesariamente influye positivamente sobre la competitividad de un país (es más, genera el efecto contrario), sí produce una mayor confianza en la solidez de la economía local.

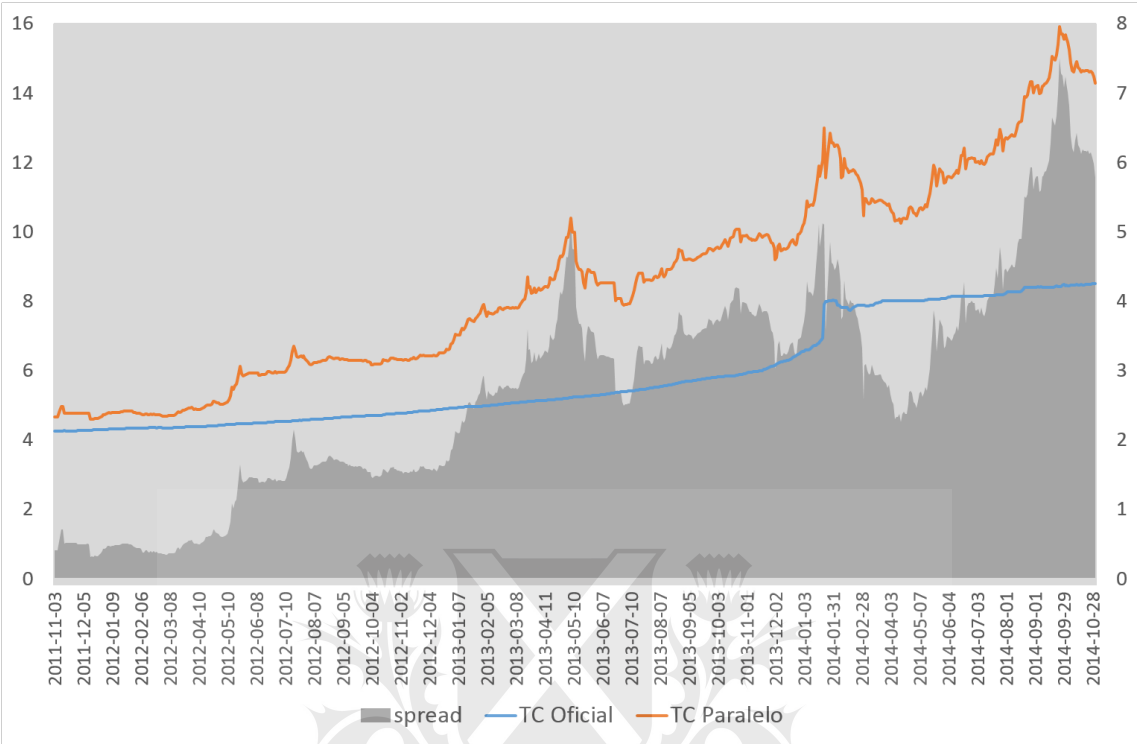
La historia económica y política de Argentina, indican que un tipo de cambio fijo podría ayudar a reforzar la confianza de los residentes en las decisiones monetarias adoptadas. Sin embargo, en un contexto en el cual la inflación se aceleró más rápidamente que las devaluaciones, la demanda de dólares superó la oferta que permitía un tipo de cambio estable. Al no contar con la posibilidad de inyectar la suficiente cantidad de moneda extranjera en el mercado cambiario como para mantener la cotización, la forma de contener la situación fue intentando limitar la demanda. Con una demanda creciente y la posibilidad de realizar arbitraje, fue que se creó el mercado paralelo o blue.

El tipo de cambio paralelo o *blue* comenzó a regir a partir de Octubre de 2011, luego de una disposición de la Asociación Federal de Ingresos Públicos (AFIP) mediante la cual se limitaba la compra de divisas extranjeras. A partir de ese momento, existieron distintos controles a la compra de divisas que intensificaron el spread entre las dos cotizaciones que regían el mercado cambiario en Argentina. Sumado a la limitación de la compra de divisas extranjeras, Argentina se encontraba en un contexto macroeconómico de poca estabilidad y falta de confianza en los organismos públicos. Con una base monetaria que aumentó cerca del 95 % y reservas que disminuyeron en 42 %, según datos obtenidos del Banco Central; sumado a la falta de confianza en las instituciones locales como el Instituto Nacional de Estadística y Censos de la República Argentina (INDEC), llevó a una mayor demanda del dólar estadounidense. Esto incrementó la cotización del dólar del mercado paralelo y la presión a la suba del mercado del dólar oficial. Sin embargo, al contar con un cepo cambiario y tipo de cambio similar en características al fijo (el Banco Central era el principal oferente y controlaba la cotización y depreciación del mismo) para el mercado oficial, la consecuencia evidente de este contexto fue el aumento del spread entre la cotización oficial y paralela de la divisa extrajera.

En la Figura 1 se muestra la evolución del tipo de cambio oficial, del paralelo y del

spread durante el período de estudio.

Figura 1: Evolución de la cotización ARS-USD en el mercado oficial y paralelo



En el gráfico se pueden observar tres variables. La primera pertenece a la cotización del tipo de cambio paralelo o blue. La segunda pertenece al tipo de cambio oficial para las mismas fechas. Por último, tenemos el spread entre uno y otro.

Lo primero que podemos analizar es que las tres series presentan una tendencia creciente en el largo plazo. Tanto la cotización del tipo de cambio oficial como la del blue aumentaron con el tiempo. Además de eso, la diferencia entre uno y otro también aumentó. Esto indica que los dos tipos de cambio no se movían en la misma magnitud. El spread también presentó una tendencia de crecimiento a lo largo de la serie. Entre otras variables, se considera que la continua apreciación real del tipo de cambio oficial es uno de los factores que influyeron en el creciente spread. El aumento de la inflación y de la base monetaria, sumado a la disminución de las reservas presionaba el tipo de cambio oficial a la suba. Sin embargo, al encontrarse bajo un régimen fijo, la apreciación que sufrió el tipo de cambio fue real más que nominal.

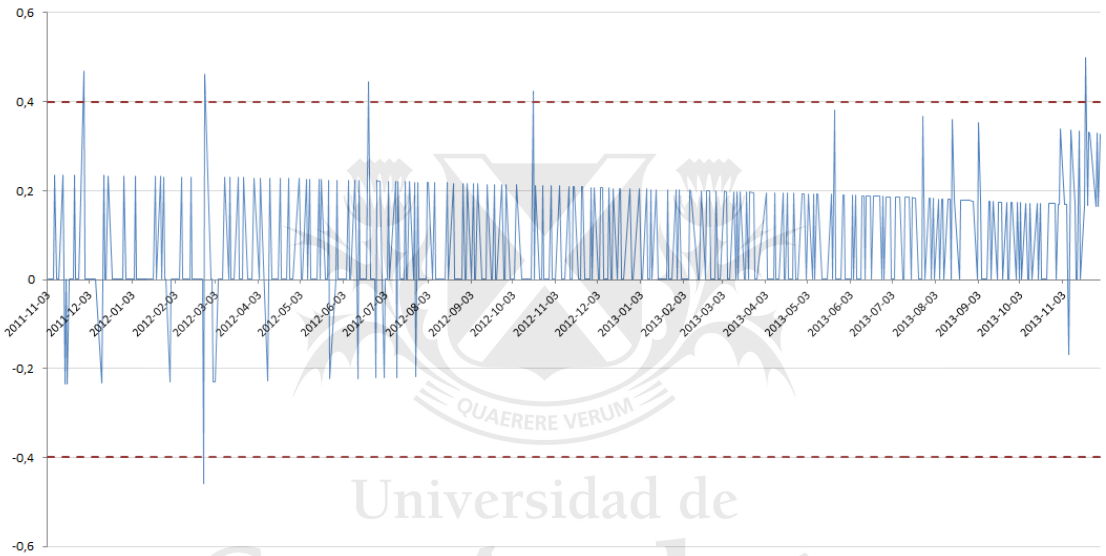
Asimismo, se puede inferir que las variables de tipo de cambio blue y oficial muestran un co-movimiento, es decir, que ambas se mueven juntas. Como consecuencia, comparten ciertos aspectos como tendencias o ciclos comunes.

Si bien la volatilidad del spread fue en aumento, se podría pensar que existe la presencia de un "spread objetivo" que el gobierno quería mantener. Los datos muestran que a través de micro devaluaciones diarias, se intentaba mantener un cierto nivel de spread. A medida que aumentaba la presión a devaluación para el oficial, estas micro

devaluaciones se hicieron más frecuentes y de mayor magnitud. Las devaluaciones más importantes del oficial (como enero de 2014) se llevaron a cabo luego de que las micro-devaluaciones dejaran de provocar el efecto deseado.

En la Figura 2 se observa la evolución de las devaluaciones del dólar oficial, con frecuencia diaria, desde noviembre de 2011 hasta diciembre de 2013 (previo a la devaluación fuerte del 2014). En este, se puede analizar el aumento de la frecuencia devaluatoria en el tiempo y la magnitud con la cual se hacía. Las micro-devaluaciones parecieran tener menor frecuencia en el comienzo de la muestra y tener dos magnitudes, dependiendo de la necesidad de contener el aumento del spread, 0,2 % y 0,4 %[8].

Figura 2: Evolución de las micro-devaluaciones diarias del tipo de cambio oficial



QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

4. Enfoque econométrico

Dado que muy probablemente ambos tipos de cambios no sólo compartan una tendencia común sino que tambien se determinen en forma simultánea en el mercado, la relación entre el tipo de cambio oficial y el paralelo será estudiada econométricamente a partir de un enfoque multivariado de cointegración en sistemas (Johansen, 1996; Juselius, 2006).

La cointegración, concepto desarrolado por Engle y Granger (1987) y posteriormente aplicado a sistemas de ecuaciones por Johansen (1991), consiste en que, para dos o más variables integradas de orden d, existe una combinación lineal de éstas que resulta integrada de orden $d - b$, $b > 0$. En este caso en particular, el tipo de cambio oficial y paralelo, que resultaron integrados de primer orden - I(1) - según los resulta-

[8]Se toman las devaluaciones diarias del oficial mayores a 0,4 % como outliers debido al comportamiento ilustrado por el gráfico. Las devaluaciones de 0,2 % y 0,4 % eran utilizadas para controlar el nivel de spread entre el dólar oficial y el blue

dos reportados en la siguiente sección estarán cointegrados si existe una combinación lineal estacionaria entre ambos.

Una relación de cointegración también puede ser considerada como una relación de largo plazo o relación de equilibrio hacia la cual se retornará cada vez que el sistema de variables sufra alguna desviación.

Para poder evaluar si las dos series de tipo de cambio tienen una tendencia estocástica común, es necesario evaluar primero el orden de integración de las series. Para ello, se realizarán las pruebas tradicionales de raíz unitaria tanto sobre las series en nivel como sobre sus primeras diferencias. A su vez, dada la inestabilidad observada durante el período estudiado, se analizará el orden de integración de las series estudiadas a través de distintas pruebas de raíz unitaria que incorporen también la existencia de posibles quiebres.

Una vez evaluada la no estacionariedad de ambas series y siendo integradas de igual orden, siguiendo el marco teórico desarrollado en la Sección 2, se estimará un modelo VAR (Vector Autorregresivo) irrestricto[9] a partir del cual se estudiará la existencia de una única relación de largo plazo (cointegración) entre el tipo de cambio oficial y el paralelo. Una ventaja de trabajar con sistemas cointegrados es que, gracias a la propiedad de invariancia de la cointegración a la extensión del conjunto de información (Juselius, 2006), los resultados de cointegración siguen siendo aún válidos si se adicionan más variables al sistema bivariado que se propone en este trabajo.

En base al conocimiento previo de los eventos históricamente relevantes (p. ej., devaluaciones del peso) y las propiedades temporales de las series analizadas, se utilizarán diferentes componentes determinísticos tales como variables *dummies* para captar el efecto de valores extremos en la muestra. Dichos componentes determinísticos serán incorporados en el modelo VAR en forma irrestricta, es decir, no formarán parte del espacio de cointegración.

Por lo tanto, se estimará el siguiente modelo VAR(p) bivariado para $z_t' = [blue_t, oficial_t]$.

$$\begin{aligned} z_t &= \Pi_0 + \Pi_1 z_{t-1} + \cdots + \Pi_p z_{t-p} + \Phi D_t + \varepsilon_t \\ t &= 1, \ldots, T \qquad \varepsilon_t \sim IN_p(0, \Omega) \end{aligned} \tag{3}$$

donde D_t contiene los componentes determinísticos del sistema.

Para probar la existencia de una relación de cointegración, mediante el test de traza o de máximo autovalor de Johansen, es necesario primero evaluar la normalidad y ausencia de autocorrelación de los errores del modelo VAR.

En el enfoque de cointegración en sistemas desarrollado por Johansen (1996) e ilustrado en aplicabilidad por Juselius (2006), las variables que poseen una relación

[9]Se denomina VAR irrestricto al modelo VAR al cual no se le aplican restricciones sobre los coeficientes.

de cointegración en el largo plazo pueden ser representadas a través de un sistema VEC (Vector de Corrección de Errores). En otras palabras, el modelo VAR puede ser reparametrizado como un modelo dinámico en tasas de crecimiento y ajustes del desvío del largo plazo entre ambos tipos de cambio.

Formalmente, podemos representar el modelo VEC de la siguiente forma:

$$\Delta y_t = \Pi y_t - 1 + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \Gamma_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \tag{4}$$

donde y_t es el vector que contiene a las variables logarítmicas en nivel ($\ln blue$ y $\ln oficial$), Δ es el operador de primeras diferencias, $\Pi = \alpha\beta'$ es la matriz de largo plazo con rango reducido (en este caso, rango de uno), donde α contiene los coeficientes de ajuste y β los coeficientes de largo plazo. Por último, Γ_j son las matrices de coeficientes de corto plazo correspondientes a cada uno de los vectores de $j-$ésimos rezagos de y_t.

Como explican Ahumada y Cornejo (2015), este modelo permite distinguir entre las variables que influyen el equilibrio y aquellas que corrigen desviaciones del mismo. No alcanza sólo con determinar que existe una relación de cointegración para saber cuáles son las variables que ajustan para llegar al equilibrio. A través del test de Johansen, se puede determinar la exogeneidad débil de las variables, es decir, cuáles son las que influyen a otras, pero a la vez no son influidas por éstas. En particular, se evaluará la exogeneidad débil de los tipos de cambio que forman parte del sistema (Urbain, 1992; Johansen, 1992). La prueba de exogeneidad débil se realiza a partir de estudiar la significatividad del coeficiente de ajuste (α) asociado a cada variable. Siguiendo a Juselius (2006), podríamos decir que las variables que se ajustan ante desviaciones del largo plazo son las *Pulling Forces* en la estimación de este sistema parcial. Esto quiere decir que las variables fuerzan el modelo hacia el equilibrio de largo plazo, impulsando el comportamiento estacionario. En cambio, las variables que resultan débilmente exógenas, pueden ser llamadas *Pushing Forces*, lo que quiere decir que generan desviaciones con respecto del equilibrio de largo plazo. Este tipo de análisis reviste un especial interés para estudiar la dinámica entre el tipo de cambio oficial y paralelo en la Argentina entre 2011 y 2014.

En la sección siguiente se presentan los resultados de la metodología utilizada para estudiar la cointegración entre el tipo de cambio oficial y el paralelo, así como la estimación del modelo de corrección de errores.

5. Resultados

En esta sección, primero se presenta un análisis de los eventos extremos que caracterizaron al período de estudio. En segundo lugar, se realizan las pruebas de raíz

unitaria para evaluar la estacionariedad de las series analizadas, incluso bajo la presencia de quiebres estructurales. En tercer lugar, se realiza el análisis de cointegración entre el tipo de cambio oficial y paralelo. Por último, se presentan los resultados del modelo de corrección de errores estimado.

5.1. Análisis de eventos extremos

Debido al comportamiento devaluatorio del tipo de cambio oficial, se consideraron como valores extremos (*outliers*) aquellos días en los cuales el tipo de cambio oficial tenía una variación mayor a 4 % y el paralelo mayor a 5 %.

Luego de evaluar la significatividad de las distintas *dummies* generadas para identificar dichos valores extremos, el modelo de correccion de errores estimado (y reportado en la sub-sección 5.4) cuenta con ocho variables que capturan el efecto de días en los cuales el tipo de cambio se modificó de manera poco usual. Todos pertenecen al año 2014, año de mayor volatilidad del dólar oficial durante el período bajo estudio. La inclusión de las variables *dummies* fue necesaria para mejorar las pruebas de diagnóstico del modelo VAR estimado.

El primer *outlier* de la muestra es el 16 de enero de 2014. En ese momento se consideraba que las reservas del Banco Central poseían una barrera psicológica de 30 millones de dólares, umbral bajo el cual se pensaba que las reservas se encontraban en un nivel crítico y que influirían las expectativas negativas de manera excesiva. El 15 de enero de 2014, las reservas cerraron en U$S 29.858 millones en un intento de abastecer el mercado de dólares y sostener el tipo de cambio. "Tras una nueva caída, las reservas del Banco Central perforaron los U$S 30.000 millones[10]" se titula la nota del diario La Nación del 16 de enero.

El segundo *outlier* es el del día 21 de enero de 2014 [11]. El mercado de divisas, sensible a las medidas adoptadas por el gobierno, reaccionó a controles impuestos a compras en sitios internacionales. Con el mismo objetivo de controlar el volátil mercado cambiario, la Administración Federal de Ingresos Públicos (AFIP) oficializó las trabas para la compra en los sitios internacionales online, que incluyeron la presentación de declaración jurada para quienes compraran mercancías por esa vía y la imposibilidad de realizar compras con una frecuencia mayor a dos veces por año.

El tercer *outlier* pertenece al día 23 de enero de 2014 [12]. En esta fecha se llevó a cabo la mayor devaluación del tipo de cambio oficial desde marzo de 2002 y el outlier de mayor magnitud dentro de la muestra estudiada en este trabajo. En un intento

[10]Disponible en: http://www.lanacion.com.ar/1655855-tras-una-nueva-caida-las-reservas-del-banco-central-perforaron-los-us-30000-millones

[11]Disponible en: http://www.lanacion.com.ar/1657473-mas-controles-a-las-compras-en-sitios-internacionales-online

[12]Disponible en: http://www.lanacion.com.ar/1657832-otra-devaluacion-lleva-al-dolar-a-8-y-es-la-mayor-desde-salida-crisis-2001

de aliviar la presión en el mercado cambiario, el Banco Central optó por intervenir en unos 100 millones de dólares. Sin embargo, la fuerte medida devaluatoria generó incertidumbre y las expectativas jugaron un importante rol en la consecuente subida del dólar blue.

El cuarto y el quinto *outlier* pertenecen a los días 5 y 7 de febrero de 2014[13]. Una vez más se registró una caída de las reservas del Banco Central, sin embargo, esta última dejó al stock de reservas en un nuevo mínimo. "Las reservas del Banco Central perforaron el piso de U$S 28.000 millones" explica la nota del diario La Nación. Habiendo cruzado nuevamente el umbral psicológico de los 30.000 millones de dólares, y considerando críticas las reservas, el mercado cambiario reaccionó influido por expectativas de devaluación.

El sexto *outlier* considerado es el del 17 de febrero de 2014[14]. Este día es diferente a los demás porque la variación del tipo de cambio se debió al comienzo de la instancia final en el largo litigio judicial con los llamados "Fondos Buitre", en el que se encontraba el riesgo de que el país entrara nuevamente en default. En esta fecha, Argentina, que ya había tenido fallos adversos con el juez Thomas Griesa y en la Corte de Apelaciones de Nueva York, hizo la presentación del pedido formal de revisión del expediente a la Corte Suprema de los Estados Unidos.

El séptimo *outlier* es el del día 21 de agosto de 2014[15]. En esta fecha, una caída de las reservas del Banco Central por debajo de los U$S 28.000 millones en un intento de controlar la cotización del dólar, junto a una caída en el precio internacional de la soja, llevó a una corrida cambiaria y a una fuerte presión sobre el mercado de dólar oficial.

El último *outlier* significativo que se tomará en cuenta en este estudio es el del día 30 de septiembre de 2014[16]. Junto con una caída de las reservas y una fuerte devaluación del dólar oficial, el final del mes de Septiembre sorprendió con la noticia de un cambio en la presidencia del Banco Central. Alejandro Vanoli sería la persona que sucedería a Juan Carlos Fábrega en el puesto.

5.2. IIS

Las distintas crisis económicas han demostrado la importancia de estudiar la posibilidad de quiebres dentro de una serie, así fueran *outliers* o se tratara de un cambio

[13]Disponible en: http://www.lanacion.com.ar/1661310-las-reservas-del-banco-central-perforaron-el-piso-de-us-28000-millones

[14]Disponible en: http://www.lanacion.com.ar/1664697-comienza-manana-la-puja-final-entre-argentina-y-los-fondos-buitre

[15]Disponible en: http://www.lanacion.com.ar/1720527-el-dolar-oficial-subio-a-840-y-se-produjo-la-segunda-mayor-devaluacion-del-ano

[16]Disponible en: http://www.lanacion.com.ar/1731930-alejandro-vanoli-sera-designado-como-nuevo-presidente-del-banco-central

en la tendencia o régimen. Esto se debe a la dificultad que representan a la hora de modelar las variables y de realizar pronósticos sobre estos modelos.

Una forma de detectar estos quiebres es a través del algoritmo IIS (*Impulse Indicator Saturation*). Específicamente, IIS es un algoritmo que busca detectar cambios sistemáticos o variantes en la media o en la tendencia de una serie temporal en forma endógena. A priori, el número quiebres es desconocido, y suceden en momentos que tienen una duración desconocida, y pueden suceder en cualquier parte de la muestra que se está considerando (Ericsson, 2012).

Este algoritmo regresa la variable dependiente en función de variables dicotómicas impulso (1-0) para cada una de las observaciones de la muestra y evalúa su significatividad estadística.

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{t=1}^{T} \alpha_i I_{it} + \varepsilon_t \tag{5}$$

En esta tesis, las variables dependientes serán la diferencia logarítmica del blue, por un lado, y del oficial, por el otro.

La variable indicadora impulso I_{it} es igual a la unidad cuando $t = i$ y es igual a cero en el caso contrario. En este contexto, si todos los coeficientes α_i fueran conjuntamente iguales a cero, se estaría probando que no hubieron cambios en la media de la variable y_t a lo largo del tiempo.

Como el número de coeficientes que hay que estimar en la Ecuación (5) es equivalente al número de observaciones y, por lo tanto, esto no puede ser estimado en forma directa. Para ello se utilizó el algoritmo IIS con un nivel de significatividad del 0,1 % (Hendry et al., 2008) el cual se forma parte del algoritmo *Autometrics*. Esta familia de algoritmos utiliza un árbol de búsqueda para descartar caminos rechazados como posibles reducciones del modelo inicial general irrestricto -como el propuesto en la Ecuación (5)- y que, a su vez, incluye pruebas de diagnóstico. Este algoritmo es una automatización de la metodología de lo general a lo particular, según la cual el investigador simplifica un modelo inicialmente general que caracteriza adecuadamente la evidencia empírica dentro de un marco teórico. En este proceso de reducción, es importante que no haya pérdida de información relevante. La regla para descartar variables no significativas, de acuerdo al error de tipo I previamente determinado, es la del estadístico t^2. En otras palabras, en la búsqueda del modelo final dominante, el algoritmo ordena todas las variables dicotómicas en función de aquellas con mayor t^2. Entonces, el algoritmo realiza una evaluación exhaustiva, a través de distintas pruebas de diagnóstico y de significatividad, en función de todos los conjuntos de información disponibles.

En este trabajo, se aplica el algoritmo IIS como forma complementaria de evaluar la significatividad estadística de los variables *dummies* a ser incorporada en la esti-

mación de los modelos. Con un nivel de significación inferior al 0,1 %, diez *dummies* correspondientes a los días: 15 de mayo de 2012; 20 de marzo, 14 de mayo y 24 de junio de 2013; 23 y 24 de enero, 20 de febrero, 5 y 6 de marzo, y 23 de junio de 2014 fueron seleccionadas en el caso del tipo de cambio blue. En el caso del tipo de cambio oficial las nueve *dummies* correspondientes a los días 10, 16, 21, 22, 23 y 24 de enero, 5, 7 y 17 de febrero de 2014 resultaron estadísticamente significativas.

Todas estas variables dicotómicas serán incluidas en la estimación de los modelos econométricos.

5.3. Pruebas de raíz unitaria

A partir de las variables descriptas en la Sección 3 y que han sido discutidas en la literatura, se estudió su estacionariedad a través de distintas pruebas tradicionales de raíz unitaria: *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), *Phillips-Perron* (PP) y *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS). Al tratarse en su mayoría de variables medidas en retornos diarios, era de esperar que fueran estacionarias. Los resultados se presentan en la Tabla 3.

En particular, el tipo de cambio oficial y el tipo de cambio paralelo resultaron no estacionarias en nivel. Sin embargo, al tomar la primera diferencia se encontró evidencia de estacionariedad, por lo que las variables en nivel resultan I(1). Al ser integradas de igual orden, resultará importante evaluar si comparten una tendencia estocástica común a partir del análisis de cointegración que se presenta en la siguiente sub-sección.

QUAERERE VERUM
Universidad de
SanAndrés

Tabla 3: Pruebas de Raíz Unitaria

Variable	k	ADF	b	PP	b	KPSS
log(blue)	0	-3,00	13	-3,38	21	0,10
log(oficial)	1	-1,77	11	-1,83	22	0,61
brent	0	-2,09	3	-2,17	22	0,09***
badlar	5	-2,16	18	-8,37***	22	102,74***
π	7	-4,74***	21	-2,80	22	0,13
M1	0	-1,19	15	-1,06	22	3,17
R	0	-1,44	1	-1,46***	11	0,40
merval	0	-1,30	3	-1,28	22	0,65**
BRL	1	-1,43	10	-1,52	22	2,67
UYU	0	-1,68	3	-1,62	22	0,44
oro	10	-1,22	15	-6,91	22	2,75
gas	0	-1,87	24	-1,72***	22	2,17
cobertura	0	-2,73	9	2,61	22	0,51
CCL	0	-1,99	2	-2,09	16	0,21
soja	0	-2,09	4	-1,85	22	0,41
$\Delta log(oficial)$	0	-23,50***	9	-23,95***	11	0,30
$\Delta log(blue)$	0	-26,14***	12	-26,21***	12	0,02
$\Delta brent$	2	-16,17***	3	-26,59***	3	0,057
$\Delta badlar$	4	-4,99***	19	-19,94***	21	0,21
$\Delta\pi$	7	-4,74***	21	-2,80	22	0,13
$\Delta M1$	0	-27,22***	18	-29,58***	18	0,02
ΔR	0	-24,10***	8	-24,49***	9	0,32
$\Delta merval$	0	-25,75***	8	-25,74***	8	0,50**
ΔBRL	0	-29,17***	10	-29,23***	11	0,07
ΔUYU	0	-28,10***	3	-28,10***	1	0,07
Δoro	0	-27,21***	10	-27.27***	10	0,04
Δgas	0	-27,64***	17	-27,71***	18	0,11
$\Delta cobertura$	0	-26,89***	19	-28,10***	20	0,10
ΔCCL	0	-18,98***	3	-18,97***	2	0,07
$\Delta soja$	0	-29,91***	79	-29,95***	62	0,13

Notas: k = longitud de rezago seleccionada por SIC, b = ancho de banda usando una kernel de Bartlett. ***, ** y * indican significación al 1 %, 5 % y 10 % respectivamente. ADF=*Augmented Dickey-Fuller*, PP=*Phillips-Perron*, KPSS=*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin*. Para todas las variables en nivel se incluyó una tendencia lineal determinística, mientras que para las variables en diferencias solamente una constante.

La importancia de la presencia de quiebres estructurales para la implementación de las pruebas de raíz unitaria fue establecido en un primer momento por Perron (1989) para quiebres exógenos y ampliado posteriormente por Zivot y Andrews (1992) para quiebres endógenos. Los autores comparten la idea de que cambios estructurales en las tendencias de las series de tiempo pueden afectar los resultados de las pruebas mencionadas anteriormente, ya que se podrían confundir un quiebre estructural con una raíz unitaria. En otras palabras, cuando las series contienen un quiebre estructural, los test de raíces unitarias pueden estar sesgados a cometer un error de tipo II, es decir,

tendremos una mayor probabilidad de no rechazar la hipótesis nula siendo falsa (Zivot y Andrews, 1992; Vogelsang y Perron, 1998).

El bajo poder de estas pruebas de hipótesis implica que en varias ocasiones seremos incapaces de rechazar la hipótesis nula, concluyendo en forma equivocada que la serie temporal en cuestión presenta una raíz unitaria.

Dada la inestabilidad económica del período de análisis y la presencia de fuertes cambios en la tendencia de las series utilizadas en este caso (tal como muestra la Figura 1) resulta necesario evaluar la estacionariedad de las series en cuestión permitiendo la presencia de quiebres estructurales.

A continuación, se procede a realizar pruebas de raíz unitaria que permiten la presencia de un quiebre estructural en la tendencia del proceso estocástico, para intentar descartar esta posibilidad de sesgo.

La prueba de Zivot y Andrews utiliza el total de la muestra y aplica de forma secuencial una variable *dummy* para cada posible día de quiebre. La fecha con el menor estadístico t del test ADF es seleccionado como la fecha de quiebre. Es decir, el día de quiebre va a ser seleccionado en forma endógena como aquel que presente la evidencia menos favorable para la hipótesis nula del test. La Tabla 4 reporta los resultados del test de Zivot y Andrews.

Tabla 4: Test de Zivot & Andrews

Variable	Fecha de Quiebre	K	Estadístico t
log(oficial)	03/10/2012	2	-1,974
log(blue)	20/03/2013	4	-3.666

Los valores críticos para 1 %, 5 % y 10 % respectivamente son -4,80; -4,42 y -4,11. Estos valores fueron obtenidos a partir del test de Zivot & Andrews.

5.4. Análisis de cointegración

Una vez realizados las pruebas de raíz unitaria, se procedió a determinar el número óptimo de rezagos para la estimación del modelo VAR en niveles entre el tipo de cambio oficial y el paralelo. Para ello, se evaluaron cinco criterios de información diferentes, de los cuales cuatro (*Final Prediction Error*, Akaike, Hannan-Quinn, y el estadístico LR) recomiendan utilizar seis rezagos mientras que el criterio bayesiano (de Schwarz) recomienda tan sólo tres.

Se decide estimar un VAR(6) bivariado al cual se incluyeron, en forma irrestricta, todas las variables dicotómicas seleccionadas por IIS (descriptas en la subsección 5.2).

La Tabla 5 presenta los resultados de la prueba de traza y máximo autovalor de Johansen, donde r indica el rango de cointegración.

Tabla 5: Prueba de cointegracion de Johansen

r	Autovalor	Estadístico de Traza	p-valor	Estadístico de Máx. Autovalor	p-valor
0	0.025	18.34	0.02	18.14	0.01
1	0.000	0.19	0.66	0.19	0.66

Notas: no se incluyó una tendencia determinística en el espacio de cointegración ya que no resultó estadísticamente significativa.

Con un nivel de significación del 5 %, ambas pruebas de cointegración rechazan la hipótesis nula de ausencia de cointegración encontrando evidencia en favor de la existencia de una única relación de cointegración entre el dólar oficial y el dólar paralelo durante el período de análisis.

La Tabla 6 reporta los coeficientes de ajuste (α) y de largo plazo (β) irrestrictos normalizando la ecuación de largo plazo en función del tipo de cambio oficial.

Tabla 6: Estimación de los coeficientes α y β

Para r=1		
Coeficientes de ajuste (α)		
Variable	Coef.	S.E.
$log(oficial)$	-0.0023	0.0006
$log(blue)$	0.0041	0.0043
Coeficientes de largo plazo (β)		
Variable	Coef.	S.E.
$log(oficial)$	1.000	–
$log(blue)$	-0.7773	0.0649

Universidad de San Andrés

Estudiando la significatividad estadística de los coeficientes de ajuste de ambas variables se puede observar que sólo el tipo de cambio oficial se ajustó a las desviaciones de la relación de largo plazo, mientras que el tipo de cambio paralelo resultó débilmente exógeno. Ante un shock en el equilibrio de largo plazo, el tipo de cambio oficial ajustó un 0.24 % en un día para corregir el desequilibrio.

Por otra parte, se puede observar que un incremento de un 1 % en el tipo de cambio paralelo implicó un aumento de un 0.78 % en el tipo de cambio oficial en el largo plazo.

Teóricamente, una relación de cointegración que no ajuste al 100 % indicaría que puede existir una divergencia en el largo plazo entre los dos tipos de cambio. Esto quiere decir que, una vez eliminados los controles a la compra de dólar oficial, el precio del mismo tendría que converger en el largo plazo exactamente al precio del tipo de cambio pararelo o blue.

Sin embargo, esto no es lo que sucede para el modelo que se está estudiando en este trabajo. Existen dos factores que consideramos que podrían estar afectando de manera positiva el precio del tipo de cambio en el mercado paralelo, y que podrían no sostenerse una vez liberada la compra del dólar oficial. El primer factor está asociado a

la restricción de la oferta de la divisa extranjera. Al ser un bien altamente demandado, el precio del dólar blue podría estar influído por la escasa oferta y la dificultad a la hora de comprar dólar oficial. La otra razón está relacionada con la influencia que tienen las espectativas de los agentes en los precios del dólar (Malone y Ter Horst, 2010). Como se ha mencionado anteiriormente, la falta de confianza en los organismos oficiales, aumenta la demanda de dólares como reserva de valor. Se podría considerar que una vez liberada la compra de dólares de forma oficial, estos factores dejarían de influír el precio del bien, por lo que el estado de equilibrio en el largo plazo no sería exactamente el precio del dólar blue, si no que tendería a este.

Los resultados de la Tabla 6 coinciden con el estudio llevado a cabo por Bahmani y Tanku (2006) en el cual la causalidad va desde el mercado de divisas extranjero hacia el mercado de divisas oficial. Los autores realizan una investigación tomando en cuenta 27 países, y para 22 de los 27 países encuentran evidencia empírica de una cointegración con las características mencionadas.

Al igual que para el estudio antes mencionado, para este trabajo también se realizó un test de causalidad en sentido de Granger. Los resultados exponen que la causalidad va en ambos sentidos. Esto quiere decir que, por lo menos en el corto plazo, variaciones en el tipo de cambio blue afectan la cotización del oficial y viceversa.

Tabla 7: Test de no-causalidad de Granger

Hipótesis Nula	Estadístico F	p-valor
$log(oficial)$ no CSD $log(blue)$	25.557	0.001
$log(blue)$ no CSD $log(oficial)$	46.634	0.000

Nota: CSD = Causa en sentido de Granger.

Finalmente, se realizó otro test de cointegración para asegurar la robustez de los resultados obtenidos en la Tabla 5. Como la mayoría de las variables contienen una raíz unitaria en niveles, se pasó a estimar un modelo VEC que contemplara la posibilidad de más de una relación de cointegración. En especial, el estudio se enfocó en otras dos variables para las cuales se podría pensar intuitivamente se encontrarían más relaciones de cointegración: el agregado monetario (base monetaria) y el nivel de precios (inflación).

Tabla 8: Prueba de cointegracion de Johansen

r	Autovalor	Estadístico de Traza	p-valor	Estadístico de Máx. Autovalor	p-valor
0	0.041	51.59	0.02	29.70	0.03
1	0.020	21.88	0.31	14.31	0.33
3	0.009	7.56	0.51	6.93	0.50
4	0.000	0.63	0.42	0.63	0.42

Como se puede observar, los resultados obtenidos anteriormente siguen siendo robustos aún cuando se considera la posibilidad de más relaciones de cointegración entre las variables. Con un nivel de significación del 5 % ambas pruebas siguen rechazando la hipótesis nula de ausencia de cointegración, en favor de una sola relación de cointegración entre las cuatro variables.

5.5. Estimación del modelo de corrección de errores

Dada la existencia de una relación de cointegración entre el tipo de cambio oficial y el paralelo, en el cual sólo el tipo de cambio oficial ajustó a las desviaciones del largo plazo, se estimó el siguiente modelo de corrección de errores (MCE).

$$\begin{aligned}\Delta log(oficial)_t = \phi_t + \alpha Z_{t-1} + \sum_{k=1}^{13} \beta_k \Delta log(oficial)_{t-k} + \sum_{k=1}^{13} \gamma_k \Delta log(blue)_{t-k} \\ + \lambda D_t + \delta M1_{t-1} + \theta inflacion_{t-1} + \rho badlar_{t-1} + \kappa p_{t-1}^{soja} + \varepsilon_t\end{aligned} \tag{6}$$

donde Z_{t-1} es el término de corrección de errores. A su vez, dentro de la dinámica de corto plazo del modelo se incluyeron hasta trece rezagos de las variaciones de ambos tipos de cambios. Por su parte, D_t mide la influencia de los componentes determinísticos (las ocho dummies consideradas en el análisis), $M1_{t-1}$ corresponde a la variación diaria de la base monetaria, $inflacion_{t-1}$ captura el efecto de variaciones en la tasa de inflación intermensual, $badlar_{t-1}$ mide el efecto de variaciones diarias de la tasa badlar y, por último, p^{soja} mide las variaciones de la cotización diaria internacional de la soja.

La siguiente tabla muestra los modelos finales estimados para el estudio.

Universidad de SanAndres

Tabla 9: Estimaciones del modelo de corrección de errores

Variable dependiente:		$\Delta log(oficial)$		
Modelo:	MCE	MCE	MCE-GARCH(1,1)	MCE
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	0,001***	0,001***	0,001***	0,001***
	(0,0005)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)
TCE_{t-1}	-0,0020***	-0,0025***	-0,0024***	-0,0033***
	(0,0004)	(0,0004)	(0,0005)	(0,0006)
π_{t-1}	–	0,0001*	0,0002**	0,0001***
		(0,0006)	(0,0004)	(0,0005)
$\Delta M1_{t-13}$	–	0,011**	0,009**	0,011***
		(0,006)	(0,004)	(0,004)
$\Delta badlar_{t-10}$	–	-0,001**	-0,001**	-0,004
		(0,0003)	(0,0002)	(0,0003)
Δp_{t-1}^{soja}	–	-0,014**	-0,009*	-0,015***
		(0,001)	(0,005)	(0,005)
$\Delta log(oficial_{t-1})$	0,073***	0,074***	0,069***	0,084***
	(0,004)	(0,005)	(0,010)	(0,011)
$\Delta log(oficial_{t-7})$	0,017*	-0,024***	–	-0,003
	(0,009)	(0,004)	(0,011)	(0,011)
$\Delta log(oficial_{t-9})$	-0,022***	0,863**	–	-0,102***
	(0,003)	(0,040)	(0,011)	(0,011)
$\Delta log(oficial_{t-13})$	0,017***	0,011*	-0,247**	0,011
	(0,001)	(0,001)	(0,010)	(0,011)
$\Delta log(blue_{t-3})$	0,010***	0,011***	0,007*	0,008**
	(0,0003)	(0,004)	(0,004)	(0,004)
D20140123	–	–	–	0,129***
	–	–	–	(0,001)
Dummies impulso	Sí	Sí	Sí	No
Ecuación de varianza				
Constante	–	–	$2{,}1\times10^{-7}$***	–
	–	–	(5.55×10^{-8})	–
u_{t-1}^2	–	–	0,122***	–
	–	–	(0.021)	–
$\sigma_t^2 - 1$	–	–	0,761***	–
	–	–	(0.046)	–
R_a^2	0,932	0,934	0,931	0,916
Pruebas de diagnóstico				
Autocorrelación:	5,27 [0.00]	4,58 [0.00]	–	6,69 [0.00]
Heterocedasticidad:	0,22 [1.00]	2,68 [0.00]	1,03 [0.40]	4,77 [0.00]
Normalidad:	333,07 [0.00]	209,02 [0.00]	120,51 [0.00]	589,24 [0.00]
Efectos ARCH:	16,46 [0.00]	9,22 [0.00]	2,84 [0.09]	26,14 [0.00]

Notas: *** $p < ,01$, ** $p < ,05$, * $p < ,10$. Las variables dummies (no reportadas) que fueron incluidas en las regresiones son: 10/01/2014; 16/01/2014; 21/01/2014; 22/01/2014; 23/01/2014; 05/02/2014; 07/02/2014; 17/02/2014 y 20/02/2014. Se reportan errores estándares de Newey-West para las estimaciones por MCO. Entre corchetes se reportan p-valores.

Universidad de SanAndrés

El modelo que considera todas las variables, establece que aquellas significativas al 5 % son los retornos del tipo de cambio oficial del día anterior, los retornos de siete y nueve días anteriores, los retornos de tres días anteriores del tipo de cambio blue, las ocho *dummies*, las variaciones de la base monetaria de trece días anteriores y la variación diaria de la cotización internacional de la soja del día anterior. Al 10 % podemos sumar la tasa de inflación intermensual del día anterior y la variación diaria de la cotización del tipo de cambio oficial del día anterior.

Sin embargo, se estimaron cuatro modelos teniendo en cuenta diferentes criterios.

El primer modelo considera sólo las variables cambiarias y las *dummies* para controlar los grandes eventos extremos anteriormente descriptos. Como se puede observar en la Tabla 8, el coeficiente de los retornos, tanto del tipo de cambio oficial como del blue, son mayormente positivos. Esto resulta razonable dado que el mercado cambiario en Argentina tiene un fuerte componente de expectativas. El aumento del tipo de cambio oficial (que se encontraba fuertemente controlado por el gobierno) puede ser tomado como una señal para el mercado de la presión que ejercen las variables económicas para la suba del dólar y, como consecuencia, puede hacer aumentar todavía más el precio del dólar de los días posteriores.

Como se ha comentado anteriormente, las variables parecen indicar que había una estrategia por parte del Estado para tratar de controlar de forma estricta el precio del dólar. Las "micro-devaluaciones", como se denominaron en este trabajo, eran diarias y consistentes a lo largo del tiempo. Por este motivo, el aumento progresivo del dólar oficial parecería estar alineado con esta estrategia.

A su vez, nos encontramos con que un aumento en las variaciones diarias del tipo del cambio blue, incrementa las variaciones del precio del dólar oficial del día siguiente. Esto indica que frente a incrementos del tipo de cambio del mercado paralelo, aumenta la presión a la suba en el mercado oficial. Este resultado también se encuentra alineado con lo encontrado en el largo plazo a través del análisis de cointegración de Johansen, mostrando que en el largo plazo el dólar blue es el que afecta al dólar oficial.

El segundo modelo incorpora otras variables fundamentales que controlan por factores macroeconómicos. Aquí podemos ver los efectos de la variación en la base monetaria, de la inflación intermensual, de la variación diaria de la tasa badlar y del precio de *commodities* (como la soja, de gran relevancia para la economía argentina ya que representó una fuente importante de ingreso de divisas para el país).

Como se puede observar en la Tabla 8, el nivel de inflación y las variaciones de la base monetaria tienen un efecto positivo en el precio oficial del dólar. En concordancia con la teoría económica, a un mayor nivel de inflación o frente a un aumento de la base monetaria, también sube el precio del dólar oficial. También obtuvimos que frente a un aumento de la tasa badlar, baja el precio del dólar, ya que se pueden pensar como sustitutos financieros. Por último, tenemos la influencia de las variaciones en el precio

internacional de la soja. Un aumento del precio internacional de la soja hace que ingresen más divisas extranjeras al país exportador y, por lo tanto, aumente la oferta de dólares y baje su precio.

El tercer modelo contó con las mismas variables del modelo anterior (aunque se eliminaron los rezagos no significativos de las variacines del tipo de cambio oficial), pero se modeló a su vez la volatilidad, inherente a las series de tiempo financieras en alta frecuencia a través de un modelo GARCH (1,1). Los resultados que se obtuvieron coinciden con las conclusiones que se habían estimado en el modelo anterior, haciendo que sean más robustas.

Para el último modelo que se estimó, no se consideraron las dummies de control, excepto por la del 23 de Enero. La motivación detrás de este último estudio es la de asegurar la robustez de los resultados obtenidos, aun cuando no se están controlando los outliers. Teóricamente, se podría pensar que muchos de estos eventos muestran la intención del gobierno de cerrar la brecha cambiaria, por lo que influirían en la relación de cointegración de largo plazo. La única fecha que se encuentra como dummy de control es la del 23 de Enero, momento en el cual la devaluación oficial fue tan grande y abrupta que, de no controlar este outlier, se podrían estar distorsionando los resultados. Como se puede observar en la Tabla 9, los resultados siguen siendo robustos también cuando no se consideran las dummies.

Para resumir la investigación, se puede decir que a partir de las estimaciones y controles realizados, obtenemos distintos resultados. En primer lugar, podemos establecer que existe una relación de cointegración en el largo plazo entre el tipo de cambio oficial y el tipo de cambio blue. También observamos que la causalidad en el largo plazo va desde el blue al oficial mientras que en el corto plazo, a través del test de causalidad de Granger, va en ambas direcciones (del oficial al blue y del blue al oficial). Esto quiere decir que si bien pueden existir desviaciones del equilibrio, existe una tendencia de largo plazo hacia la cual convergen el tipo de cambio oficial y el blue.

En cuanto a las variables exógenas del modelo podemos sostener que existieron al menos ocho días, representados en dummies, que afectaron la cotización del tipo de cambio oficial. Además de esto, a través del modelo VEC, se observan cinco variables que afectan al tipo de cambio oficial en el corto plazo. La primera variable, objeto de este estudio, es el tipo de cambio blue. Es razonable pensar que un aumento del tipo de cambio blue en los días anteriores generará presión sobre el mercado cambiario oficial, por lo que el coeficiente es positivo. En segundo lugar tenemos la variación de la tasa Badlar. Este comportamiento podría estar reflejando la búsqueda de una reserva de valor por parte de los agentes. Considerando al dólar como un activo financiero, se podría pensar que el movimiento de su cotización se encuentra influido por las variaciones de otros activos. El efecto negativo que tiene la tasa Badlar podría estar mostrando una huida del peso argentino por parte de los individuos. La tercera variable

exógena significativa es el nivel de inflación intermensual (del día anterior). Un elevado nivel de inflación podría generar una huida al dólar como intento de búsqueda de reserva de valor. El aumento de la demanda generaría nuevamente presión sobre el mercado de divisas. De forma alineada con la visión macroeconómica tradicional, el aumento de la base monetaria también se encuentra afectando de la misma forma al tipo de cambio oficial. Por último, podemos observar que los precios de commodities afectan el precio del dólar del país exportador. En este caso, el aumento del precio de la soja hace que ingresen más divisas extranjeras y, con el incremento de la oferta, se reduce el precio.

6. Conclusiones

En este trabajo se estudió el comportamiento del dólar oficial y el dólar blue en Argentina tanto en el largo como en el corto plazo entre noviembre de 2011 y noviembre de 2014, en frecuencia diaria. Luego de determinar la existencia de una relación de equilibrio (cointegración) en el largo plazo entre estas variables, se estimó un modelo de corrección de errores, controlando por otros factores que resultan influyentes también en la dinámica de corto plazo del tipo de cambio oficial.

De esta forma, obtuvimos un modelo que, en el corto plazo, no solo contempla el efecto del tipo de cambio paralelo sobre el oficial y viceversa, sino que también se pudieron incluir otras variables significativas como el nivel de inflación, las variaciones diarias del precio internacional de la soja o de la base monetaria. A su vez, el análisis de cointegración determinó la exogeneidad débil del dólar blue, lo que implica que sería el blue el que estaría afectando al oficial en el largo plazo y no a la inversa.

Este trabajo no solo caracteriza el mercado cambiario dual en Argentina en el período estudiado sino que también abre una línea de investigación que puede resultar muy interesante. Como se puede observar a través del gráfico que muestra la devaluación diaria del tipo de cambio oficial, pareciera existir una política consistente y premeditada en lo que se refiere a las "micro-devaluaciones", buscando conservar que la diferencia de cotización entre los mercados no excediera un cierto umbral. Se podría extender el análisis modelando la gestión del sector público en base al mantenimiento de un nivel de *spread* objetivo.

Referencias

[1] Ahumada, H. & M. Cornejo (2016). Forecasting food prices: The case of corn, soybeans and wheat. *International Journal of Forecasting*, **32**(3), 838–848.

[2] Ahumada, H. & M. Cornejo (2015). Long-run effects of commodity prices on the real exchange rate: Evidence from Argentina. *Economica*, **61**, 1-31.

[3] Bahmani-Oskooee, M. & A. Tanku (2006). Do the black market and the official exchange rates converge in the long run?. *Journal of Economics And Finance*, **30**(1), 57-69.

[4] Bui, D.H. (2014). An Empirical Analysis on the Parallel Foreign Exchange Market: The Case of Vietnam. Griffith Business School.

[5] Caporale, G. & M. Cerrato (2008). Black Market and Official Exchange Rates: Long-run Equilibrium and Short-run Dynamics. *Review of International Economics*, **16**(3), 401-412.

[6] de Macedo, J. (1987). Currency inconvertibility, trade taxes and smuggling. *Journal Of Development Economics*, **27**(1-2), 109-125.

[7] Dornbusch, R., Dantas, D., Pechman, C., de Rezende Rocha, R., & D. Simoes (1983). The Black Market for Dollars in Brazil. *The Quarterly Journal Of Economics*,**98** (1), 25-40.

[8] Engel, Mark, & K.D. West (2005). Exchange Rates and Fundamentals. *Journal of Political Economy* **113**(3), 485-517.

[9] Ericsson, Neil (2012). DETECTING CRISES, JUMPS, AND CHANGES IN REGIME. *JEL Classifications.* **C52/E41**.

[10] Gobinda Goswami, G. & M. Zariab Hossain (2013). Testing Black Market Vs. Official PPP: A Pooled Mean Group Estimation Approach.*The Empirical Economics Letters*, 1291-1300.

[11] Hendry, D.F., Johansen, S. & C. Santos (2008) Automatic selection of indicators in a fully saturated regression. *Computational Statistics*, 23(2), 317-335.

[12] Hung, Bui Duy (2014) EXCHANGE RATE PASS-THROUGH IN VIETNAM. *Griffith Business School*

[13] Johansen, S. (1996) *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.

Universidad de San Andrés

[14] Juselius, K. (2006) *The Cointegrated VAR Model. Methodology and Applications.* Oxford: Oxford University Press.

[15] Kamin, S. (1991). Argentina's experience with parallel exchange markets: 1981-1990.*Federal Reserve Board, International Finance Discussion Paper*, **407**.

[16] Kamin, S. (1993). Devaluation, exchange controls, and black markets for foreign exchange in developing countries. *Journal of Development Economics*, **40**(1), 151-169.

[17] Kenneth, A. (1989). Foreign Exchange Restrictions, Monetary Policy and Macroeconomic Stability in the Third World.*Journal of Economic Development*, **14**, 7-33.

[18] Kiguel, M. & S. Lizondo (1990). Adoption and Abandonment of Dual Exchange Rate Systems. *Revista De Análisis Económico* , **5**, 3-33.

[19] Kiguel, M. & S. O'Connell (1995). Parallel Exchange Rates in Developing Countries. *World Bank Research Observer* , **10**(1), 21-52.

[20] Kouretas, G. & L. Zarangas (2001). Black and official exchange rates in Greece: an analysis of their long-run dynamics.*Journal of Multinational Financial Management*, **11**(3), 295-314.

[21] Lizondo, J. (1990). Alternative Dual Exchange Market Regimes: Some Steady State Comparisons. *IMF Working Papers*, **90**.

[22] Malone, S. & E. Ter Horst (2010). The Black Market for Dollars in Venezuela.*Emerging Markets Finance and Trade*, **46**(5), 67-89.

[23] Onour, I. & N. Cameron (1997). Parallel Market Premia and Misalignment of Official Exchange Rates. *Journal of Economic Development*, **22**, 25-41.

[24] Petreski, M. "To Fix or to Float: Pros and Cons for the Different Regimes." *Journal of Macroeconomics*, Forthcoming.

[25] Pinto, B. (1991). Black markets for foreign exchange, real exchange rates and inflation.*Journal of International Economics* , **30** (1-2), 121-135.

[26] Smithin,John (2000). What is money?.*Business and Economics*

[27] Urbain,Jean Pierre (1992). On weak exogeneity in error correction models *Oxford bulletin of economics and statistics* , **54** (2).

Universidad de San Andrés