



Universidad de
San Andrés

Universidad de San Andrés
Departamento de Economía
Licenciatura en Economía

***Determinantes del Dólar Medio Electrónico de
Pago durante el cepo cambiario argentino
(2013-2015)***

Autor: Félix J. Pineda Molina

Legajo: 24.241

Mentor: Enrique Kawamura

Victoria, Provincia de Buenos Aires, Mayo de 2016

Determinantes del Dólar Medio Electrónico de Pago durante el cepo cambiario argentino (2013-2015)¹

Trabajo de Graduación de la Licenciatura en Economía

Félix J. Pineda Molina

Universidad de San Andrés

Resumen

En el período 2011-2015, en Argentina se implementaron controles de cambio de divisas, generando diferentes tipos de cambios paralelos (legales e ilegales). A fines del 2013, surgió el Dólar Medio Electrónico de Pago (MEP) como un tipo de cambio paralelo legal. En el siguiente trabajo se adaptaron los modelos implementados por Lemma (2004) y Giménez Rixrath (2015) para explicar los determinantes del tipo de cambio del dólar enunciado. Para ello, se empleó un método de corrección de errores vectoriales (VEC) y el período de estudio abarca desde diciembre 2013 a diciembre 2015. En el largo plazo se obtuvo una relación positiva del dólar MEP con el tipo de cambio del dólar oficial y una relación negativa por parte de la tasa de interés de las LEBAC, el nivel de reservas, la base monetaria y el valor del Índice Merval. Por su lado, en el corto plazo se encuentra una relación positiva del dólar MEP con el dólar oficial y el nivel del Índice Merval y una relación negativa con la tasa de interés de las LEBAC. Esto se encuentra en línea con resultados esperados y encontrados en trabajos tales como Lemma (2004), Giménez Rixrath (2015) y Kamin (1991).

¹ Agradezco al Dr. Enrique Kawamura por sus aportes y su colaboración para la realización de este trabajo.

Índice

1. Introducción	4
2. El mercado cambiario en Argentina entre 2011 y 2015	5
2.1. Breve síntesis histórica de los mercados cambiarios duales en Argentina	5
2.2. Tipos de dólares durante el cepo cambiario.....	8
3. Especificación del modelo, metodología de estimación y datos	9
3.1. Literatura previa.....	9
3.2. Selección de variables y adaptación del modelo.....	11
3.3. Fuentes de datos y especificación definitiva.....	12
3.4. Metodología de estimación.....	13
3.5. Resultados esperados y especificación del modelo	16
4.1. Análisis de corto plazo.....	17
4.2. Análisis de largo plazo.....	18
4.3. Robustez del modelo.....	20
5. Conclusión	21
6. Gráficos y tablas	23
7. Bibliografía	28

1. Introducción

Entre los años 2011 y 2015 la política cambiaria en Argentina implicó un control en el mercado de cambios de divisas extranjeras que generó mercados paralelo de moneda extranjera, compuesto por diferentes tipos de cambio: legales e ilegales. En el 2013 surgió el denominado dólar *Medio Electrónico de Pago* (MEP), cuya cotización motiva este trabajo. Si bien existen estudios que desarrollan modelos de determinantes de tipos de cambio en otros países del mundo, el caso argentino en el lustro mencionado presenta particularidades no del todo observados en las experiencias anteriores.

Para analizar esta variable se parte de la referencia del trabajo de Giménez Rixrath (2015), que adaptó la especificación de un modelo econométrico de Lemma (2004), que analiza el comportamiento empírico de la cotización del dólar paralelo en Etiopía, para explicar los determinantes del tipo de cambio del denominado dólar *blue* (dólar paralelo ilegal). En este estudio se busca adaptar dichas especificaciones para estimar variables que correlacionen con el dólar MEP, incluyendo el valor del tipo de cambio en el mercado oficial, el del tipo de cambio del dólar *blue*, el del nivel de reservas del Banco Central de la República Argentina, el de la cotización del Índice Merval y el de la base monetaria. Para la estimación se empleó un método de corrección de errores vectoriales (VEC) y el período de estudio abarca desde diciembre 2013 a diciembre 2015.

Se obtuvo en el modelo planteado que, existe una relación positiva en el largo plazo del dólar MEP con el tipo de cambio del dólar oficial y una relación negativa por parte de la tasa de interés de las LEBAC, el nivel de reservas, la base monetaria y el valor del Índice del Merval.

En comparación con resultados obtenidos por los trabajos mencionados, en el modelo de Lemma (2004) se observa, en el largo plazo, una relación inversa entre el valor de la divisa en el mercado cambiario paralelo y la disponibilidad de divisa a la cotización oficial (a diferencia de este trabajo) y una correlación positiva con la base monetaria, la depreciación del tipo de cambio oficial, los impuestos a la exportación. En el caso de Giménez Rixrath (2015), el dólar *blue* está positivamente correlacionado con el nivel de reservas del Banco Central y las trabas a la exportación e inversamente relacionado con la

expansión de la base monetaria, las trabas a la importación, la cotización del Merval y los dólares disponibles en la economía al tipo de cambio oficial.

También este trabajo puede compararse con estudios empíricos sobre mercados paralelos en Argentina durante la década de los '80. Kamin (1991), por ejemplo, estudió los mercados paralelos entre 1981 y 1990 y demostró que en Argentina la creación de un mercado paralelo de divisas provocó pérdidas de ingresos por exportaciones, reducciones de entradas de capitales y llevaron a un déficit en las reservas internacionales, llevando a su vez a una devaluación del tipo de cambio oficial. Sin embargo, el método utilizado por Kamin (1990) no permite analizar correlaciones de largo plazo a través de análisis de co-integración.

El resto del trabajo se divide de la siguiente manera. En la sección 2 se introducirán los mercados cambiarios paralelos en Argentina y los diferentes tipos de dólares que surgen. La sección 3 presenta la especificación propuesta, utilizando la literatura relacionada, y también la selección de variables, fuentes de datos, estimaciones econométricas del modelo, resultados esperados y las especificaciones del modelo. La sección 4 presenta los resultados del trabajo la metodología estudiada. Finalmente, la sección 5 presenta la conclusión del trabajo y posibles extensiones para futuras investigaciones.

2. El mercado cambiario en Argentina entre 2011 y 2015

2.1. Breve síntesis histórica de los mercados cambiarios duales en Argentina

Según distintos autores (e.g., Roberts (1998)), cuando los gobiernos se enfrentan a problemas en la balanza de pagos e intentan no perder el control respecto al valor del tipo de cambio, suelen adoptar un sistema de restricciones a las compras de divisas extranjeras, originando de un modo automático un mercado cambiario paralelo (legal o ilegal) siendo una alternativa entre el tipo de cambio flotante y el tipo de cambio controlado.

En el caso de los años 2010-2011, Gaggero, A., Gaggero, J. y Rúa (2015) observan un incremento súbito e importante en la salida de divisas extranjeras en Argentina, lo que influyó en la adopción de políticas restrictivas a la adquisición de divisas. Ya a comienzos

del año 2010 se verificó un aumento de la salida de capitales, la que se aceleró aún más durante el 2011, llegando en el tercer semestre de dicho año a un pico máximo de 9 mil millones de dólares y durante todo el año superando los 25 mil millones de dólares. Tras el avance de la salida de capitales y sus impactos sobre las reservas del Banco Central, el entonces ministro de Economía Amado Boudou el 28 de Octubre del 2011 informó la implementación de la Resolución General AFIP 3210/11, la cual aplicaba las primeras restricciones a la adquisición de moneda extranjera por parte de empresas e individuos, y dio comienzo al denominado *cepo cambiario*².

Con el correr de los meses, el gobierno fue implementando diferentes tipos de regulaciones: se limitó la compra de dólares para ahorro y para turismo, se implementaron regulaciones para el giro de divisas al exterior por parte del sector privado (implementación de las Declaraciones Juradas Anticipadas de Importaciones (DJAI), creadas por RG AFIP 3252/12), también hubo nuevas limitaciones para la actividad financiera (tanto para los préstamos hipotecarios y para el uso de tarjetas de crédito) y finalmente hubo nuevas normas para las operaciones en el mercado de valores (se buscaba controlar la fuga a través de las operaciones con bonos nominados en dólares).

De acuerdo a la literatura tradicional de mercados cambiarios duales (véase, e.g., Agénor (1990)), la evidencia sobre el resultado de estas intervenciones en las décadas de los '70 y '80 en países en desarrollo sugiere que los controles no han sido muy eficaces en la obtención de los objetivos buscados. Los controles suelen crear escasez de bienes importados y la escasez suele también fomentar el comercio ilegal de dichos bienes, lo cual, en el caso argentino de 2011 a 2015, vino agravada por restricciones directas sobre importaciones aplicadas por la Secretaría de Comercio. Además este tipo de controles genera fácilmente oportunidades arbitraje entre los tipos de cambio oficial y paralelo generadas por la brecha cambiaria. Con el dólar MEP se generó algo equivalente, según afirma, por ejemplo, el periodista Mariano Gorodish en su artículo de El Cronista del 24 de septiembre de 2015, dado que se generó un proceso de arbitraje entre el dólar MEP (paralelo y legal) y el dólar blue (paralelo e ilegal), siendo ambos desarrollados y explicados en la siguiente subsección. El primero se adquiría a un costo menor y luego se vendía más caro en el mercado ilegal.

² Nombre dado al control cambiario aplicado en Argentina durante los años 2011-2015

La existencia de una amplia brecha entre el mercado paralelo y el oficial, según Agénor (1990), ha llevado en el pasado, en muchos países, a subfacturar las exportaciones dado que luego son abonadas en el mercado oficial, y análogamente, quienes posean la autorización de acceder a importaciones (tradicionales) en el mercado oficial adquieren un incentivo a sobrefacturar y liquidar el excedente en el mercado negro. Por lo tanto, como resultado, en lugar de aumentar las reservas del banco central, los controles a lo largo de la historia sólo han logrado desviar una parte sustancial de las divisas hacia el mercado marginal.

Más aún, Agénor (1990) afirma que los controles cambiarios pueden acarrear tres tipos de efectos macroeconómicos. En primer lugar, pueden generar pérdida de ingresos para el gobierno, debido que los controles cambiarios se dan en países que principalmente exportan bienes, siendo la principal fuente de ingreso de divisas. Al subfacturar por parte de los exportadores, trae como resultado inmediato una menor entrada de divisas para el gobierno. En segundo lugar, el propio control puede acelerar una dinámica de pérdida de reservas, dado que al sobrefacturar también trae una menor disponibilidad de reservas internacionales, lo que genera inestabilidad en el tipo de cambio oficial. Y por último, el control de cambios puede provocar o acelerar la tasa de inflación, ya que el cambio de moneda local a moneda extranjera genera una pérdida de señoreaje³ para el gobierno, el cual, por un déficit fiscal real dado, puede generar una tasa de inflación más alta alcanzada mediante una expansión monetaria y recurrentes devaluaciones del tipo de cambio oficial o, bajo un régimen de *crawling-peg*⁴, un aumento en la tasa de depreciación.

Como observaron Gaggero et al. (2015), en Argentina los controles cambiarios no frenaron la fuga de capitales. Simplemente, éstas parecieron desacelerarse en el año 2012, dado que continuaron perdiéndose reservas mediante las maniobras a través de los precios de transferencia y otras relativas a la sobrefacturación y a la sub-facturación de importaciones y exportaciones. Además, durante el año 2013, nuevamente se aceleró la pérdida de reservas pues cayó el superávit comercial, se acrecentó el turismo al exterior y por el pago de vencimientos de la deuda externa pública y privada.

³ El señoreaje es el ingreso que obtiene un gobierno a través de la emisión de dinero

⁴ El *crawling-peg* es un término adoptado por economistas y financieros para denotar la pérdida del poder adquisitivo de una moneda “gota a gota”

2.2. Tipos de dólares durante el cepo cambiario

A su vez, con este control surgieron distintos tipos de mercados de divisas en la economía Argentina, siendo algunos legales y otros ilegales, todos con distintas cotizaciones. Por lo tanto, a continuación, de acuerdo a una noticia del diario El Cronista⁵ definiremos los distintos tipos de dólares que existieron en el período estudiado.

En primer lugar y prácticamente inaccesible para los minoristas y adquirido bajo autorización para los mayoristas, se encuentra el dólar oficial. En segundo lugar se encuentra el dólar ahorro, cuyo precio es el del dólar oficial más un 20% de impuestos, salvo que los depósitos queden durante un año en cuenta. A éste dólar acceden los minoristas y el 20% adicional es a cuenta de los impuestos a las Ganancias y Bienes Personales. En tercer lugar aparece el llamado dólar *turista* o *tarjeta*, el cual es el precio que pagan los minoristas con sus tarjetas de crédito en el exterior por bienes y servicios o el recargo que se aplica en los paquetes turísticos. La brecha de este tipo de cambio con respecto al oficial varió entre un 15% y un 35% durante el período en que se aplicaron los controles.

En cuarto lugar surge el dólar *blue*⁶, forma coloquial de llamar al dólar del mercado negro. De libre acceso para todos, se compra y vende por fuera del mercado de cambios. Hay un precio mayorista, adquirido en distintas oficinas popularmente denominadas “cuevas”⁷, y un precio minorista comprado en los llamados “arbolitos”⁸, empleados de las casas cambiarias ilegales.

En quinto lugar podía computarse la cotización denominada *contado con liqui*, la cual surge de la compra de bonos y/o acciones en el mercado local, títulos que cotizan en ambas plazas (local y extranjera), por lo que luego de comprados en Argentina, se venden en el exterior en dólares. Para realizar dicha operación, hacía falta contar con una cuenta en el exterior.

5 Información obtenida de <http://www.cronista.com/finanzasmercados/Dolar-oficial-blue-liqui-y-MEP-que-son-como-funcionan-y-por-que-Vanoli-mira-mas-al-liqui-20150716-0095.html>

⁶ Se denominó “blue” porque en inglés uno de los significados de ese color es el que se refiere a algo oscuro

⁷ Los “arbolitos” son personas que se dedican a la compra venta de moneda extranjera en la calle

⁸ Las “cuevas” son una forma coloquial de referirse a financieras que trabajan por fuera del sistema bancario y no autorizadas.

Por último, existe el dólar cuya cotización es el foco de este trabajo, el dólar MEP. Éste se adquiere mediante una operación similar a la del contado con liqui, pero en la bolsa local. Se debe contar con una cuenta en una sociedad de bolsa, para comprar bonos que cotizan en dólares y en pesos, manteniéndolos depositados durante 72 hs en cuenta, dado que legalmente está prohibido deshacerse de este tipo de activos en menos de tres días hábiles, y luego de transcurrido dicho tiempo, se venden los títulos en dólares. En este caso, el precio del dólar MEP es el que se termina pagando al cierre de la operación y no el precio del día en que se inició la compra.

Cabe aclarar que, tanto para el dólar MEP como para el contado con liqui, no hay pérdida de reservas, dado que la oferta de estos dólares proviene de oferentes privados y, a diferencia del dólar blue, se tratan de operaciones legales y bancarizadas, por lo que los dólares permanecen declarados.

3. Especificación del modelo, metodología de estimación y datos.

Habiendo descrito las características salientes del control de cambios aplicado en Argentina entre el 2011 y el 2015 y los distintos mercados de divisas que surgieron, en esta sección se desarrollará y presentará el modelo empleado. Para ello primero se repasa la literatura previa donde se hicieron estudios similares, luego se describirá la selección de variables utilizadas para realizar el modelo, se presentará el modelo, se explicará la metodología implementada y finalmente se darán los resultados esperados para el modelo y las especificaciones del mismo.

3.1. Literatura previa

Como se mencionó en la introducción, este trabajo parte del de Giménez Rixrath (2015), que adaptó un modelo VEC propuesto por Lemma (2004), que analiza el comportamiento empírico de la cotización del dólar paralelo en Etiopía, para explicar los determinantes del tipo de cambio del dólar *blue* en Argentina en el período mencionado. Lemma (2004) sugirió que para un análisis eficaz se debía utilizar un modelo de ecuaciones simultáneas (tomando las variables que determinan la oferta y la demanda). Además, como la mayoría de los mercados paralelos en los países en vías de desarrollo operan ilegalmente,

aquel trabajo sugiere que el enfoque más conveniente sería el centrarse en el tráfico de bienes como una de las razones de la existencia del mercado paralelo para financiar el contrabando de los mismos.

Aquel trabajo utiliza la combinación de modelos de ecuaciones simultáneas y de contrabando ya que ambos enfoques son relevantes en el contexto de Etiopía. En consecuencia, el modelo econométrico de tipo de cambio paralelo se especifica como una función de la depreciación del tipo de cambio oficial (DNE), la oferta monetaria ($M2$), el comercio ilegal (IT), la disponibilidad de divisas al tipo de cambio oficial (FEA), las tarifas a la importación (MT), los impuestos a la exportación (ET), el castigo por participar del mercado ilegal esperado (DEP), y las reservas del banco central en el período anterior (FR) y la divisa paralela se expresa como (PP). La especificación es:

$$\log(PP_t) = \beta_0 \pm \beta_1 \log DNE_t + \beta_2 \log M2_t + \beta_3 \log IT_t + \beta_4 \log FEA_t \pm \beta_5 \log ET_t + \beta_6 \log MT_t \pm \beta_7 \log DEP_t \pm \beta_8 \log FR_{t(-1)} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Como comenta Giménez Rixrath (2015), en el caso de Etiopía trabajado por Lemma (2004) se observa, en el largo plazo, una relación inversa entre el valor de la divisa en el mercado cambiario paralelo y la disponibilidad de divisa a la cotización oficial. Por otra parte, aquel trabajo encuentra una relación positiva entre la base monetaria y la divisa paralela. Además, la creciente depreciación del tipo de cambio oficial lleva a una caída en la oferta del tipo de cambio paralelo, pero a la vez, se genera una caída en la demanda de la divisa ilegal, dado que la posibilidad de importar al tipo de cambio oficial se incrementa. Por lo tanto, al aumentar la depreciación del tipo de cambio oficial disminuye también el precio de la moneda extranjera ilegal. Más aún, un aumento en los impuestos a la exportación haría incrementar el tipo de cambio paralelo, dado que las trabas a las exportaciones disminuyen las totales y no generan comercio ilegal, por lo que al caer las totales habría menos circulante de dólares. Entretanto, la demanda de moneda extranjera no disminuye, generando un aumento del tipo de cambio paralelo.

Dado que los efectos percibidos en el caso de Argentina eran similares a los del trabajo de Lemma (2004), Giménez Rixrath adapta aquel del siguiente modo:

$$\log(PP_t) = \beta_1 + \beta_2 \log BM_t + \beta_3 \log R_t + \beta_4 \log DD_t + \beta_5 \log TI_t + \beta_6 \log TE_t + \beta_7 \log TCO_t + \beta_8 \log MER_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

En esta ecuación se define al dólar paralelo o blue como PP y éste es regresado contra la base monetaria (BM), la cantidad de reservas en el Banco Central de Argentina (R), los dólares disponibles en la economía al tipo de cambio oficial (DD), trabas a la importación (IT), las trabas a la exportación (TE), el valor del tipo de cambio oficial del peso argentino contra el dólar estadounidense y la cotización promedio mensual del Merval (MER).

En el largo plazo, Giménez Rixrath (2015) encuentra que el dólar *blue* está positivamente correlacionado con el nivel de reservas del Banco Central y las trabas a la exportación. Más aún, el dólar paralelo tiene una relación inversa con la expansión de la base monetaria, las trabas a la importación, la cotización del Merval y los dólares disponibles en la economía al tipo de cambio oficial.

3.2. Selección de variables y adaptación del modelo

A partir de los trabajos anteriormente mencionados, este trabajo introduce cambios, en la especificación de la ecuación de regresión correspondiente al dólar MEP como variable a explicar. Ésta, a diferencia del dólar blue, es un tipo de cambio implícito, ya que surge mediante instrumentos financieros. Por lo tanto, se introducirán nuevas variables al modelo a diferencia de los implementados por Lemma (2004) y la adaptación de Giménez Rixrath (2015) para Argentina.

Un primer conjunto de regresores incluye al dólar oficial, el dólar blue, el índice Merval, las reservas en dólares en el Banco Central de la República Argentina (BCRA) y la base monetaria. A su vez, a diferencia de los trabajos anteriormente mencionados, se tomó como regresor adicional a la tasa de interés de las LEBAC a 35 días, éstas surgen en marzo de 2002, emitidas por el BCRA como un instrumento de política monetaria, según Parmigiani y Dapena (2005), siendo éstas una de las más importantes herramienta de absorción monetaria, durante el período estudiado, Fábregas, luego de la devaluación de enero de 2014, utilizó las LEBAC para evitar la fuga de las reservas, lo que llevó a frenar la

corrida cambiaria, según afirma, por ejemplo, el periodista Martín Polo, en su nota del diario El Economista del 2 de Diciembre de 2014, el dólar *contado con liqui*, dado que al igual que el dólar MEP se trata de un tipo de cambio implícito, la tasa de interés de los plazos fijos, debido a que es un sustituto de los bonos sin riesgo, un *ETF*⁹ de la soja, puesto que es una variable que refleja el precio de la soja y finalmente se tomó el riesgo país, porque es una prima de riesgo en el mercado.

Con respecto a la periodicidad, se eligió utilizar promedios semanales de las variables desde el 20 de diciembre de 2013, cuando surge el dólar MEP, hasta el 1 de diciembre del 2015.

3.3. Fuentes de datos y especificación definitiva

Los datos del dólar MEP, el dólar contado con liqui y el dólar blue fueron tomados de la base de datos del diario *Ámbito Financiero*¹⁰. Los datos del dólar oficial, las reservas en dólares, la tasa de interés de las LEBAC a 35 días, la tasa de interés de los plazos fijos y la base monetaria se consiguieron en la página web del Banco Central de la República Argentina¹¹, en ella se puede acceder a una base de datos de distintas variables económicas. Últimamente, los datos del Índice Merval, del ETF de la Soja y del Riesgo País fueron tomados de la base de datos de la sociedad de bolsa Puente Hermanos¹².

Luego de probar distintas especificaciones con la metodología explicada en la siguiente subsección y de buscar el modelo más adecuado, se descartaron ciertos regresores, puesto que no resultaron ser significativas como se pensaba para explicar al dólar MEP. Las variables descartadas fueron la tasa de interés de los plazos fijos, el ETF de la soja, el dólar contado con liqui y el riesgo país.

Por lo tanto, la ecuación definitiva a estimar es:

⁹ Un ETF (Exchanged Traded Fund por sus siglas en inglés o Fondo cotizado en Bolsa) es un fondo innovador, que puede comprarse o venderse de la misma forma que una acción en las negociaciones de la Bolsa de Comercio, a través de un Corredor de Bolsa.

¹⁰ <http://www.ambito.com/>

¹¹ <http://www.bcra.gov.ar/>

¹² <http://www.puentenet.com/home/home.action>

$$\log(MEP_t) = \beta_1 + \beta_2 \log B_t + \beta_3 \log R_t + \beta_4 \log MVL_t + \beta_5 \log L_t + \beta_6 \log O_t + \beta_7 \log BM_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

En esta ecuación MEP es el tipo de cambio del dólar MEP, B el dólar blue, R la cantidad de reservas del Banco Central, MVL el índice Merval, L la tasa de interés de las LEBAC a 35 días, O el tipo de cambio oficial y BM la base monetaria.

3.4. Metodología de estimación

La técnica de regresión más tradicionalmente conocida, la de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), requiere que las variables sean estacionarias en covarianza. Una serie cumple dicha característica si su media y todas sus auto covarianzas son finitas y no cambian con el tiempo. Como se corrobora en los próximos párrafos, el análisis de cointegración proporciona un marco para la estimación, inferencia, y la interpretación cuando las variables no son estacionarias covarianza.

En lugar de ser estacionarias, varias series de tiempo macroeconómicas parecen serlo, pero solamente en primeras diferencias, no así en niveles. Esto significa que el nivel de una serie de tiempo es no estacionario, pero su primera diferencia sí lo es. Los procesos estacionarios son también conocidos como procesos integrados de orden 1 - I(1) de ahora en adelante- en tanto que los procesos estacionarios en covarianza son I(0). En general, un proceso cuya diferencia de orden d es estacionaria se define como un proceso integrado de orden d - I(d)¹³.

Los conceptos definidos son importantes porque aunque los estimadores convencionales son bien comportados en cuanto a sus propiedades cuando son aplicados a series estacionarias, estos presentan distribuciones asintóticas no estándar y diferente orden de convergencia cuando se aplica a procesos I(1), tal como se indica en Granger and Newbold (1974) y Phillips (1986).

¹³ El principal ejemplo para una serie estacionaria en primera diferencia es el *random walk*. Una variable $x_t = x_{t-1} + e_t$ tal que e_t es un proceso independiente e idénticamente distribuido – i.id.- tal que $E(e_t) = 0$ y $var(e_t) = \sigma^2$. Ahora bien, aunque $E(x_t) = 0$ para todo t , $var(x_t) = T\sigma^2$ que depende del tiempo, por lo cual x_t no es estacionario en covarianza. No obstante, $x_t - x_{t-1} = e_t$, quien si es estacionario en covarianza, por lo cual Δx_t también lo es.

En el hipotético caso de dos variables que cointegran y ellas en forma independiente son series I(1), de forma que $y_t - bx_t - a = e_t$ implica una relación lineal que resulta I(0), siguiendo lo definido en Granger (1981). En este caso y_t no podría ser un *random walk* y bx_t y e_t estacionarios al mismo tiempo. Esto se debe a que no se estaría respetando el balance de la ecuación. (Una ecuación se encuentra balanceada cuando los procesos de ambos lados de la identidad presentan el mismo orden de cointegración).

Granger and Newbold (1974) presentan el siguiente ejemplo a modo de comprensión intuitiva basados en un modelo VECM bivariado. Si redefinimos y_t y x_t de forma que:

$$y_t + \beta x_t = e_t, \quad e_t = e_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

$$y_t + \alpha x_t = v_t, \quad v_t = \rho v_{t-1} + \epsilon_t, \quad |\rho| < 1 \quad (5)$$

En este sistema, las variables aleatorias ϵ_t y ϵ_t son un procesos independientes e idénticamente distribuido y correlacionados entre sí. Debido a que ϵ_t es I(1), implica tanto que para las ecuaciones previas y_t y x_t sean I(1). La condición de que $|\rho| < 1$ implica que v_t y $y_t + \alpha x_t$ sean I(0). Entonces, y_t y x_t cointegran y $(1, \alpha)$ es el vector de cointegración.

Realizando operaciones algebraicas se puede reescribir las ecuaciones previas de la siguiente forma:

$$\Delta y_t = \beta \delta z_{t-1} + \eta_{1t} \quad (6)$$

$$\Delta x_t = -\delta z_{t-1} + \eta_{2t} \quad (7)$$

Aquí $\delta = \frac{1-\rho}{(\alpha-\beta)}$, $y_t + \alpha x_t = z_t$, y η_{1t} y η_{2t} son combinaciones lineales de ϵ_t y ϵ_t , distintas y estacionarias. Esta última representación es conocida como un modelo *VECM – Vector Error Correction Model* por sus siglas en inglés. En cuanto a su interpretación, se puede indicar $z_t = 0$ como el punto en el cual y_t y x_t se encuentran en equilibrio. Los coeficientes que acompañan a z_{t-1} describen la forma en como estas últimas dos variables ajustan a z_{t-1} a ser cero, o fuera del equilibrio. A su vez, z_t representa el error en el sistema, y las ecuaciones previas indican como este ajusta hacia el equilibrio. Esto es lo que en nuestro modelo intentamos interpretar sobre el tipo de cambio MEP.

La definición de una relación de cointegración bivariada requiere simplemente la existencia de una combinación lineal de variables $I(1)$ cuyo resultado sea $I(0)$. Nuevamente, si y_t y x_t son $I(1)$ y hay dos números reales finitos $\alpha \neq 0$ y $\beta \neq 0$, de manera tal que $\alpha y_t + \beta x_t$ sea $I(0)$, luego y_t y x_t están cointegradas. Aunque tenemos únicamente dos parámetros, α y β , sólo uno será identificable porque si $\alpha y_t + \beta x_t$ es $I(0)$, entonces tenemos $c\alpha y_t + c\beta x_t$ para cualquier c real, finito y distinto de cero. Luego, la obtención de la identificación en el caso de dos variables es relativamente sencilla ya que el coeficiente de y_t en la ecuación N°6 es unitario, siendo esta la construcción natural del modelo y que origina la necesidad de restricciones en el vector de cointegración para su identificación.

La identificación aplicada al caso multivariado es más complicada. Si y_t es un vector $K \times 1$ de variables $I(1)$ y existe un vector β , de manera que βy_t es un vector de variables $I(0)$, entonces se dice que y_t es cointegrada orden $(1,0)$ con β como el vector de cointegración y sus correspondientes parámetros de cointegración en la ecuación. Aquí, para un vector de longitud K puede haber como máximo $K - 1$ vectores de cointegración diferentes¹⁴. En la ecuación a continuación podemos resumir su representación:

$$\Delta y_t = v + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (8)$$

En la ecuación (8) se verifica que $\Pi = \sum_{i=1}^{j=p} A_j - I_k$ y $\Gamma_i = -\sum_{i=1+1}^{j=p} A_j$, y ϵ_t es un vector $K \times 1$ de errores con media cero y matriz de varianza y covarianza, distribuidos con una función normal idénticamente y de forma independiente. Engle y Granger (1987) muestran que si las variables y_t son $I(1)$, entonces la matriz Π en la ecuación N°8 tiene rango $r < K$, donde r es el número de vectores de cointegración linealmente independientes. Si las variables cointegran, $0 < r < K$ y (8) muestra que un modelo VAR en primeras diferencias queda sub especificado ya que omite Πy_{t-1} , siendo este el fundamento principal para la elección de nuestro modelo.

¹⁴ Véase Engle y Granger (1987) para encontrar una definición más general, siendo lo expuesto suficiente para nuestros propósitos.

3.5. Resultados esperados y especificación del modelo

El tipo de cambio MEP ha operado como tipo de cambio de referencia desde la incorporación de los controles cambiarios en octubre de 2011, y con mayor preponderancia desde el año 2013, principalmente por los volúmenes operados. En el grafico N°1 podemos observar que el mismo evoluciona a lo largo del tiempo con patrones destacados a simple vista.

Resulta observable que, a lo largo del período comprendido entre los finales de los años 2013 y 2015, el mismo presenta una tendencia directamente relacionada junto a la evolución del tipo de cambio oficial, el tipo de cambio blue, el índice Merval y la base monetaria. En caso contrario, su evolución en relación al stock de reservas del BCRA y la tasa de las LEBAC a 35 días es indirecta – opuesta dirección-. No obstante, existen efectos a corto plazo en los cuales podemos observar que esta tendencia se rompe, sobre todo en relación al tipo de cambio oficial, el índice Merval y en algún momento del tiempo en las reservas. En cuanto a ello, y con el fin de poder identificar las relaciones que existen tanto en el corto como el largo plazo entre las variables incorporadas, nos motiva desarrollar un modelo VEC continuando con la metodología propuesta por Johansen (1995).

GRÁFICO N°1 AQUÍ

Tal como como fue explicado previamente, para que exista cointegración entre las variables es condición necesaria que las mismas sea integradas. A partir de la lectura de un gráfico de la serie a lo largo del tiempo se puede encontrar algún tipo de tendencia sobre el cual fluctúan las series independientes, arrojando así una primera intuición sobre su no estacionariedad. A continuación se computa la función de auto correlación, y función de auto-correlación parcial mediante el correlograma¹⁵. Resulta observable en términos generales que para la primer función no existe una convergencia inmediata a través del tiempo, en cuanto a la segunda encontramos valores significativos para rezagos – *lags* – superiores a 1, siendo esto evidencia de no estacionalidad. En adición a ello, el trabajo genera las respectivas variables en primeras diferencias, y luego se grafica el resultado. En todos los casos se puede observar que las series fluctúan alrededor del valor cero, siendo un indicio que las variables incorporadas en nuestro modelo son $I(1)$. Éstos resultados

¹⁵ Estos resultados pueden ser solicitado al autor al mail fpinedamolina@udesa.edu.ar

terminan siendo fundamentados al aplicar el test de Dickey – Fuller en los cuales no existe un rechazo de la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, a excepción del tipo de cambio oficial y las LEBAC, por su naturaleza en el periodo en cuestión.

El primer paso previo a la estimación del modelo fue la selección de rezagos – *lags*. Basándose en el trabajo de Tsay (1984) y Paulsen (1984), Nielsen (2001) se ha demostrado que los métodos implementado el comando *varsoc*¹⁶ de STATA se puede utilizar para determinar el orden de retraso para un modelo VAR con variables I(1). Ahora bien, basados en el método de *Hannan–Quinn* (HQIC) se decidió incorporar dos rezagos al modelo.

Para determinar el orden de cointegración vamos a implementar el comando *vecrank*¹⁷ de STATA el cual se basa en el método de Johansen. Este consiste en comparar el valor de la función de máxima verosimilitud de un modelo irrestricto que incluye la ecuación de cointegración con relación a un modelo restringido que no la incluye. En el caso que estos dos valores difieran significativamente, rechazamos la hipótesis nula de ausencia de cointegración. En la tabla se corrobora que dicha hipótesis nula es rechazada para $r = 2$ órdenes de cointegración.

TABLAS 1 Y 2 AQUÍ

Ahora bien, habiendo determinado la incorporación de dos rezagos, dos órdenes de cointegración y por definiciones tendencias lineales y constantes en las series, procedemos a estimar nuestro modelo VECM mediante el comando *vec*¹⁸ de STATA.

4. Resultados

4.1. Análisis de corto plazo

Se puede observar abajo, en la tabla 3, que el coeficiente de ajuste de error de la segunda ecuación de cointegración es negativo y significativo para el caso del dólar MEP. Esto significa que, cuando el nivel del tipo de cambio paralelo es demasiado alto con respecto a las demás variables, éste debería ajustar al equilibrio.

¹⁶ Ver en STATA: *help varsoc*

¹⁷ Ver en STATA: *help vecrank*

¹⁸ Ver en STATA: *help vec*

TABLA 3 AQUÍ

En segundo lugar, en el corto plazo el dólar MEP se encuentra relacionado negativamente con el rezago de la diferencia del logaritmo de la tasa de interés de las LEBAC a 35 días. Ésta resulta ser la variable más explicativa, ya que se muestra significativa al 1%.

En tercer lugar, la variación positiva de la diferencia del logaritmo del dólar oficial en $t-1$ genera una variación positiva en la diferencia del dólar MEP, con una significatividad del 1%. Sin embargo, se puede observar en el gráfico 1 que, con la devaluación ejercida durante la gestión de Fábregas como presidente del BCRA en enero de 2014 se produce un quiebre estructural y si bien sube el tipo de cambio oficial, el dólar MEP baja. Esto se puede explicar porque, cuando sube el dólar oficial, también suben las tasas de interés de las LEBAC y esta variación es mayor que la del dólar oficial. Por lo tanto, fue mayor el efecto que tuvieron las LEBAC sobre el dólar MEP que el efecto del dólar oficial.

En cuarto lugar, otras variables como el dólar *blue* y el Índice Merval no resultan ser tan significativos, siendo éstos explicativos aproximadamente al 15% y 10% respectivamente, teniendo ambas una relación positiva con el Dólar MEP. El resto de las variables (cantidad de Reservas y Base Monetaria), en el corto plazo, o resultan ser significativas, por lo que el impacto de las variables en diferencia sobre el dólar MEP no queda claro.

4.2. Análisis de largo plazo

De la segunda ecuación de cointegración de la tabla cuatro, se puede interpretar que existe una relación de equilibrio entre el dólar blue, las reservas del Banco Central, el Índice Merval, la tasa de interés de las LEBAC, el dólar oficial y la Base Monetaria.

TABLA 4 AQUÍ

Por default, el tipo de cambio *blue* es omitido de esta ecuación de cointegración para poder normalizar el tipo de cambio paralelo. Como explica Johansen (1995), cuando existen r ecuaciones de cointegración, entonces corresponde que existan por lo menos r^2 restricciones para determinar los parámetros. En la primera ecuación de cointegración, se

establece que $_{ce1}(\log MEP) = 0$ y $_{ce1}(\log B) = 1$. Esto significa que el dólar MEP se encuentra omitido y que el dólar blue se encuentra normalizado. Conjuntamente, en la segunda ecuación de cointegración se toma $_{ce2}(\log MEP) = 1$ y $_{ce2}(\log B) = 0$. Para este caso, el dólar blue se encuentra omitido y el dólar MEP normalizado. Más aún, y en divergencia de las relaciones de corto plazo, en el largo plazo los efectos de las variables se miden en niveles y no en diferencias.

Para comenzar, se puede apreciar el impacto de un aumento en la cotización del Índice Merval, resultando éste negativo sobre el dólar MEP. El resultado expone que una variación en un 1% de la cotización del Merval llevaría a una baja del dólar MEP en un 3,76%. Éste resultado es significativo al 1%. Presenta un signo contrario al esperado en el largo plazo.

En segundo lugar, se puede observar que la tasa de interés de las LEBAC a 35 días tiene un impacto negativo, tal como se esperaba, en el largo plazo. Cuando varía en un 1% la tasa de interés, el dólar MEP debería sufrir una disminución en un 16,07%, siendo el resultado significativo al 1%. Este resultado es comparable con las conclusiones de Parmigiani y Dapena (2005), que dice que las LEBAC sirven como mecanismo de esterilización monetaria, dado que contribuyeron a reducir la incertidumbre en los mercados.

En tercer lugar, un aumento en un 1% del tipo de cambio del dólar oficial, llevaría a un aumento del dólar MEP en un 50,22%, con una significatividad del 1%. La relación es positiva al igual que se había planteado previamente.

En cuarto lugar, el nivel de la Base Monetaria tiene un efecto contrario al que se esperaba. Al 1% de significatividad, ante una variación de un 1% en la base, el dólar MEP tiene una variación negativa de un 15,35%.

En último lugar, se dejó el nivel de Reservas dado que no resulta tan significativo el resultado, siendo éste explicativo al 10%. El coeficiente tiene un impacto negativo en equilibrio, como se había anticipado, dado que ante la fuga de capitales, es decir una baja en las Reservas, el Gobierno aplicó los controles de cambio y allí fue cuando aumentaron los tipos de cambio.

4.3. Robustez del modelo

Una vez obtenidos los resultados básicos se procede a realizar un estudio post estimación y que ayuda a analizar la robustez de la especificación del modelo. La inferencia sobre los parámetros estimados en la matriz α previamente definida depende de la estacionariedad de las ecuaciones de cointegración estimadas. Como primer chequeo podemos observar en el grafico 2 que efectivamente ambas ecuaciones estimadas fluctúan alrededor de un valor central, que en este caso es el cero. Cabe destacar su estabilidad ya que luego de los shocks vinculados a la devaluación de enero 2014 y diciembre 2015, esta serie retoma su movimiento alrededor de un valor central.

GRÁFICO 2 AQUÍ

Como complemento, utilizamos el comando *vecstable*¹⁹ de STATA con el fin de corroborar la correcta utilización de $r = 2$ ecuaciones de cointegración. Aquí, la matriz de un VECM con K variables endógenas y r ecuaciones de cointegración presenta $K - r$ autovalores unitarios. En este caso, si el modelo es estable, el módulo de los restantes r autovalores es estrictamente menor a 1.

Se puede apreciar en el grafico N°3 que efectivamente se imponen $5 = 7 - 2$ autovalores unitarios, siendo los restantes en modulo inferior a uno, por lo cual no existen inferencias sobre no estabilidad o mala especificación del modelo.

GRÁFICO 3 AQUÍ

Otra evaluación necesaria para conocer la correcta especificación del modelo es el análisis de los residuos. El primer paso es estudiar la auto-correlación de los mismos mediante el comando *veclmar*²⁰ de STATA. La tabla N°5 muestra que la hipótesis nula de ausencia de auto-correlación comienza a dejar de rechazarse a partir del 4to retraso, lo cual genera indicios sobre una posible falta de especificación del modelo. Gonzalo (1994) indica que sub-especificar el número de retardos incluido en el modelo puede incrementar significativamente el sesgo en los parámetros para muestra finita, originando a su vez problemas de auto correlación. En cuanto a ello, se estimó el modelo con 4 y 5 rezagos,

¹⁹ Ver en STATA: help vecstable

²⁰ Ver en STATA: help veclmar

pero en los mismos no encontramos resultados esperados en el análisis de datos, por lo que se optó utilizar 3 retardos.

TABLA 5 AQUÍ

La última etapa del chequeo de la especificación del modelo es un análisis gráfico y un test de normalidad de residuos utilizando el comando *vecnorm*²¹ de STATA. Los resultados expuestos en el grafico N°4 muestran que aquéllos presentan un patrón estacionario, que si bien no puede afirmarse que sea normalmente distribuido, si lo presenta como idéntica e independiente, por lo cual la consistencia de la estimación no se encuentra expuesta.

GRÁFICO 4 AQUÍ

5. Conclusión

Este trabajo buscó estudiar, dentro de un marco metodológico consistente y coherente con los datos disponibles, cómo se determina el tipo de cambio del dólar MEP en Argentina. Se especificó un modelo econométrico que explica los determinantes del comportamiento del mismo mediante corrección de error vectorial, siguiendo la línea de Giménez Rixrath (2015) y Lemma (2004).

El modelo encontrado en el corto plazo establece una relación positiva del dólar MEP con el dólar oficial y el nivel del Índice Merval y una relación negativa con la tasa de interés de las LEBAC. Además, en el largo plazo muestra una relación positiva del dólar MEP con el tipo de cambio del dólar oficial y una relación negativa por parte de la tasa de interés de las LEBAC y el nivel de reservas, tal como se había anticipado en los resultados esperados. Por otro lado, también posee una relación negativa con la base monetaria y el valor del Índice del Merval, siendo estos últimos resultados diferentes a los planteados en un principio.

Entre los aspectos a considerar para investigaciones futuras puede contemplarse la inclusión de quiebres estructurales en el modelo, tal como propone Phillips y Perron (1988). En cuanto a ello, podría identificarse si los resultados no coincidentes con aquellos

²¹ Ver en STATA: help vecnorm

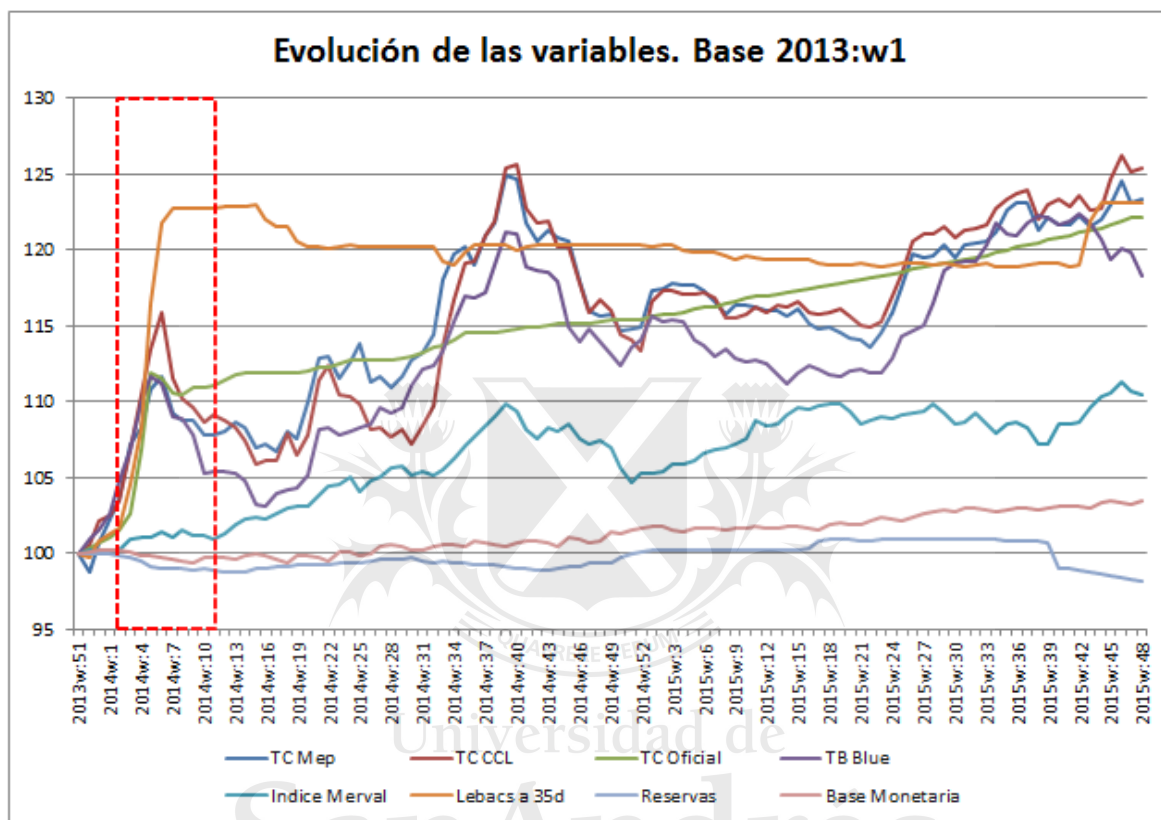
esperados ex ante de desarrollar el modelo, como a su vez los efectos de la auto correlación existente en los residuos, se vinculan con esta omisión del desarrollo teórico.



Universidad de
San Andrés

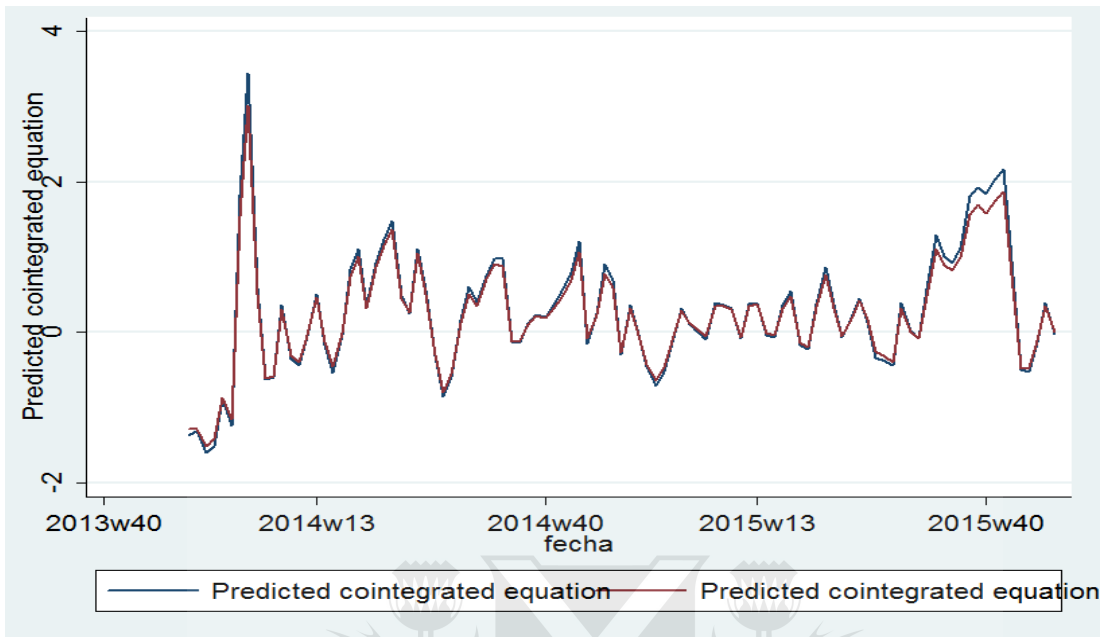
6. Gráficos y tablas

Gráfico N°1: Evolución de las variables aplicadas al modelo. En este gráfico se tomó como base la primera semana de los datos utilizados y lo que se busca es la evolución de las variables en el período analizado y no comparar su valor actual. En el recuadro en rojo podemos observar el shock producido por la devaluación de Fábregas en enero de 2014.



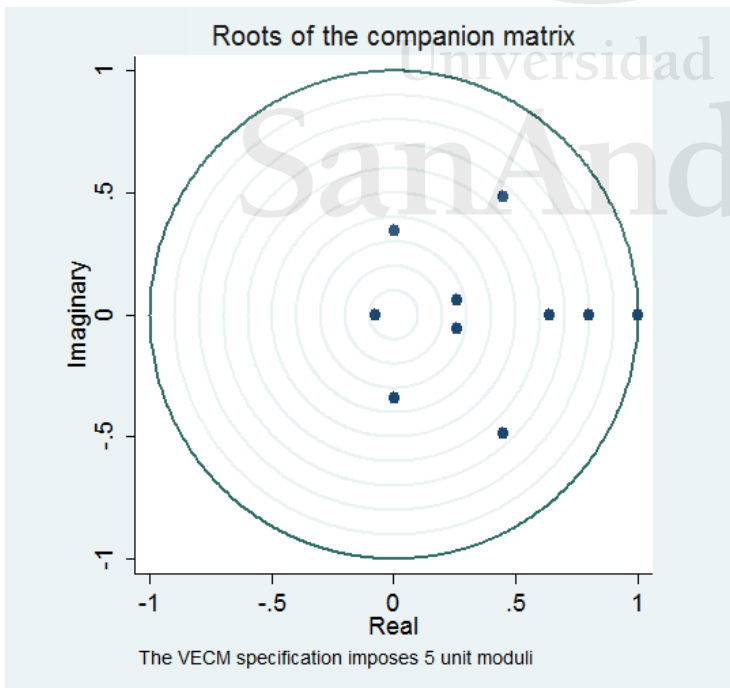
Fuente: Elaboración propia con datos de BCRA, Puente Hnos. y Ámbito Financiero

Gráfico N°2: Evolución de las ecuaciones de cointegración estimadas.



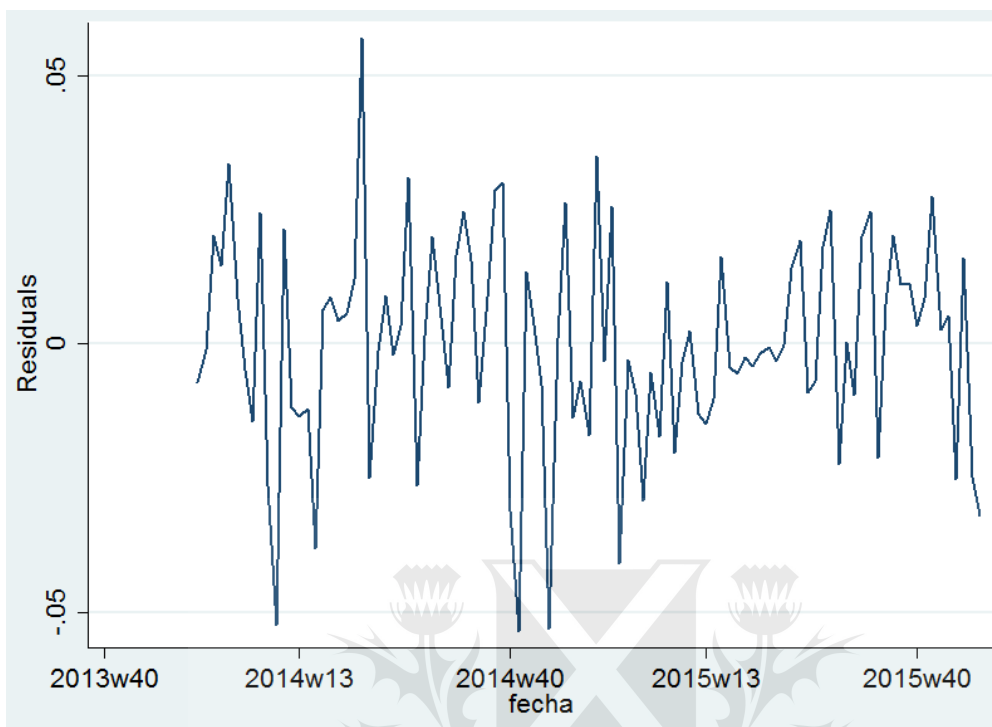
Fuente: Elaboración propia con resultados de STATA

Gráfico N°3: Estabilidad del modelo VEC para estimación



Fuente: Elaboración propia con resultados de STATA

Grafico N°4: Evolución de los residuos del modelo VEC



Fuente: Elaboración propia con resultados de STATA

Tabla N°1: Determinación del número de retardos

Selection-order criteria
 Sample: 2014w2 - 2015w48 Number of obs = 99

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	983.742				6.4e-18	-19.7322	-19.6579	-19.5487
1	1765.88	1564.3	49	0.000	2.4e-24	-34.5431	-33.9492	-33.0751*
2	1857.79	183.8	49	0.000	1.0e-24	-35.4098	-34.2962*	-32.6574
3	1920.25	124.92	49	0.000	7.9e-25	-35.6818	-34.0484	-31.6449
4	1990.02	139.54*	49	0.000	5.6e-25*	-36.1014*	-33.9483	-30.7801

Endogenous: lb lmep lr lmvl ll lo lbm
 Exogenous: _cons

Fuente: Elaboración propia con resultados de STATA

Tabla N°2: Determinación del orden de cointegración

Johansen tests for cointegration

Trend: constant Number of obs = 101
Sample: 2013w52 - 2015w48 Lags = 2

maximum					5%	
rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	critical value	
0	56	1812.9357	.	154.9576	124.24	
1	69	1842.6004	0.44424	95.6284	94.15	
2	80	1861.7969	0.31623	57.2353*	68.52	
3	89	1876.4883	0.25242	27.8526	47.21	
4	96	1882.1778	0.10655	16.4735	29.68	
5	101	1886.8433	0.08825	7.1426	15.41	
6	104	1889.7842	0.05657	1.2607	3.76	
7	105	1890.4146	0.01240			

Fuente: Elaboración propia con resultados de STATA

Tabla N°3: Resultados de la estimación VEC de corto plazo. Siendo lmep el logaritmo del tipo de cambio del dólar MEP, lb el logaritmo del tipo de cambio del dólar blue, lr el logaritmo de la cantidad de reservas del Banco Central, lmv1 el logaritmo del índice Merval, ll el logaritmo de la tasa de interés de las LEBAC a 35 días, lo el logaritmo del tipo de cambio oficial y lbm el logaritmo de la base monetaria.

VARIABLES	L_ce1	L_ce2	(1) LD_lb	(2) LD_lmep	(3) LD_lr	(4) LD_lmv1	(5) LD_ll	(6) LD_lo	(7) LD_lbm
D_lmep	0.283*** (0.076)	-0.321*** (0.084)	0.208 (0.134)	0.128 (0.117)	0.142 (0.133)	0.092 (0.057)	-0.358*** (0.113)	0.775*** (0.297)	0.059 (0.108)

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia con resultados de STATA

Tabla 4: Resultados de la estimación VEC de largo plazo. Siendo lmp el logaritmo del tipo de cambio del dólar MEP, lb el logaritmo del tipo de cambio del dólar blue, lr el logaritmo de la cantidad de reservas del Banco Central, lmv el logaritmo del índice Merval, ll el logaritmo de la tasa de interés de las LEBAC a 35 días, lo el logaritmo del tipo de cambio oficial y lbm el logaritmo de la base monetaria.

VARIABLES	(1) lb	(2) lmp	(3) lr	(4) lmv	(5) ll	(6) lo	(7) lbm
_ce1	1	0	-3.708*	-4.144***	-18.026***	56.187***	-17.198***
	.	(omitted)	(1.973)	(1.115)	(4.000)	(10.404)	(3.373)
_cons	235.308						
_ce2	0	1	-3.171*	-3.762***	-16.070***	50.229***	-15.357***
	(omitted)	.	(1.782)	(1.006)	(3.612)	(9.395)	(3.046)
_cons	208.835						

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia con resultados de STATA

Tabla N°5: Test de auto correlación en los residuos.

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	88.2392	49	0.00050
2	119.7405	49	0.00000
3	92.5358	49	0.00017
4	65.7258	49	0.05546
5	36.1576	49	0.91354
6	57.6549	49	0.18566
7	62.9087	49	0.08748
8	26.2776	49	0.99678

H0: no autocorrelation at lag order

Fuente: Elaboración propia con resultados de STATA

7. Bibliografía

- Agénor, P. R. (1990). Parallel currency markets in developing countries: theory, evidence, and policy implications. Evidence, and Policy Implications (December 1990). IMF Working Paper, 1-52. Recuperado de <http://personalpages.manchester.ac.uk/staff/pierre-richard.agenor/pdfs/parallelcurrency.pdf>.
- Damill, M., & Frenkel, R. (2013). La economía argentina bajo los Kirchner: una historia de dos lustros. Documentos Técnicos, Iniciativa para la Transparencia Financiera. Recuperado de http://itf.org.ar/pdf/documentos/91_2013.pdf.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Gaggero, A., Gaggero, J., & Rúa, M. (2015). Principales características e impacto macroeconómico de la fuga de capitales en Argentina. *Problemas del Desarrollo*, 46(182), 67-90. Recuperado de <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301703615000231>.
- Gimenez Rixrath, M. (2015). *Mercados cambiarios paralelos: Análisis del caso Argentino 2011-2015* (Tesis de licenciatura inédita). Universidad de San Andrés, Buenos Aires, Argentina.
- Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics* 60: 203–233.
- Gorodish, M. (24 septiembre de 2015). Bicicleta financiera entre dólar Bolsa y blue: un ‘rulo’ que permite ganar hasta 20%. *El Cronista*. Recuperado 27 de mayo de

2016 de <http://www.cronista.com/finanzasmercados/Bicicleta-financiera-entre-dolar-Bolsa-y-blue-un-rulo-que-permite-ganar-hasta-20-20150924-0059.html>.

- Granger, C. W. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of econometrics*, 16(1), 121-130.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. OUP Catalogue.
- Kamin, Steven (1991). Argentina's experience with parallel exchange markets: 1981-1990. Federal Reserve Board, International Finance Discussion Paper N° 407. Recuperado de <http://www.federalreserve.gov/Pubs/ifdp/1991/407/ifdp407.pdf>.
- Krugman, P. R. & Obstfeld, M. (2006). *Economía internacional: teoría y política*. Séptima edición. Madrid: Pearson Educación, S.A. (capítulo 17)
- Lemma, T. (2004). “Determinants of Parallel Foreign Exchange Market in Ethiopia”. En National Bank of Ethiopia Economic Research Department, Staff Working Paper.
- Newbold, P., & Granger, C. W. (1974). Experience with forecasting univariate time series and the combination of forecasts. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 131-165.
- Nielsen, B. (2001). Order determination in general vector autoregressions. Working paper, Department of Economics, University of Oxford and Nuffield College. Recuperado de <http://ideas.repec.org/p/nuf/econwp/0110.html>.
- Parmigiani, C., y Dapena, J. L. (2005). El desempeño de las letras y notas del Banco Central de la República Argentina: periodo 2002-2004. *Boletín*, 51(4), 195-206. Recuperado de http://www.cemla.org/PDF/boletin/PUB_BOL_LI04.pdf#page=37.

- Paulsen, J. (1984). Order determination of multivariate autoregressive time series with unit roots. *Journal of Time Series Analysis* 5: 115–127.
- Phillips, P. C. B. (1986). Understanding spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 33: 311–340.
- Phillips, P. C. B., and S. N. Durlauf. (1986). Multiple time series regressions with integrated processes. *Review of Economic Studies* 53: 473–495.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Polo, M. (2 de Diciembre de 2014). ¿Qué pasará con las tasas? *El Economista diario*. Recuperado 30 de mayo de 2016 de <http://www.eleconomista.com.ar/2014-12-%C2%BFque-pasara-con-las-tasas/>.
- Roberts, S. (1998). Un modelo de tipo de cambio dual bajo un régimen de minidevaluación: el caso ecuatoriano. Recuperado de <http://repositorio.bce.ec:8070/bitstream/32000/138/1/34-01SAMANTHA%20ROBERTS.pdf>.
- Tsay, R. S. (1984). Order selection in nonstationary autoregressive models. *Annals of Statistics* 12: 1425–1433.