

# Control de cambios y brecha cambiaria en Argentina (1946–2016)

Santiago J. Gahn<sup>1</sup>

## Resumen

El control de cambios ha sido una herramienta utilizada por muchos países del mundo tanto por condicionamientos en su balanza de pagos o por motivos de índole política. El objetivo de este trabajo es brindar una explicación al surgimiento de los controles cambiarios y a sus posibles consecuencias en una economía periférica como la argentina. Luego de realizar una breve descripción sobre los controles cambiarios, que abarcará el período 1946–2016, el trabajo se concentrará en el desarrollo de una de sus posibles consecuencias, que es el surgimiento de un tipo de cambio paralelo y sus posibles impactos sobre el cambio oficial. Como conclusión, se demostrará que los Estados Nacionales han perdido cierta capacidad regulatoria en materia cambiaria luego de la ruptura del acuerdo de Bretton Woods.

**Palabras clave:** control de cambios – brecha cambiaria – tipo de cambio paralelo.

## Abstract

Exchange controls have been a tool used by many countries in the world because of balance of payments constraints, because of political reasons or both. The aim of this paper is to provide an explanation for the emergence of exchange controls and their possible consequences in a peripheral economy such as argentina. After a brief description of exchange controls, which will cover the period 1946–2016, the paper will focus on the development of one of its possible consequences, which is the surfacing of a parallel exchange rate and its possible impacts on the official exchange rate. To conclude, it will be shown that national States have lost some regulatory capacity in exchange-rate matters after the crumble of the Bretton Woods agreement.

**Keywords:** exchange controls – exchange gap – parallel exchange rate.

---

<sup>1</sup> Università degli Studi di Roma Tre. Maestría en Desarrollo, Universidad Nacional de San Martín – Instituto de Altos Estudios Sociales. *El autor desea agradecer los aportes de Ariel Dvoskin, Emiliano Libman y Oscar Barraza.* Correo: sjghan@gmail.com

## Introducción

En el sistema financiero internacional actual, la escasez de divisas es un rasgo distintivo de los países periféricos. La ocurrencia de este fenómeno en economías centrales (o hegemónicas<sup>1</sup>) se ha presentado en casos excepcionales.<sup>2</sup> A su vez, en reiteradas ocasiones el problema ha intentado mitigarse utilizando el control de cambios como herramienta de política económica, y como forma de evitar las subsecuentes crisis externas desatadas por dicha escasez.

La discusión acerca de las crisis externas tomó fuerte relevancia a partir de la hiperinflación alemana a principios de la década de los '20, en particular por la llamada Escuela Alemana de Balanza de Pagos ("German Balance of Payments School") (Cámara y Vernengo, 2001). En 1919, luego de la guerra, los países vencedores le impusieron a Alemania la obligación de pagar las reparaciones de guerra en el Tratado de Versalles, llevando a Alemania a una hiperinflación en 1922<sup>3</sup> y a una cesación de pagos. Más tarde, a través del Plan Dawes, Alemania comenzó

a repagar su deuda aunque posteriormente dejó de pagarla nuevamente.<sup>4</sup> La posición de Hjalmar Schacht (ministro alemán) al respecto era que el problema no era de tipo fiscal, sino que Alemania era incapaz de transferir el pago de su deuda, es decir, le faltaban divisas para hacerlo.<sup>5,6</sup>

Además de aplicarse en Alemania, el control de cambios fue adoptado bajo múltiples formas en la mayoría de los países durante la Primera Guerra Mundial, ya fuesen beligerantes o neutrales.<sup>7,8</sup>

El debate sobre la hiperinflación alemana, con origen en Europa, fue solo el puntapié inicial de las discusiones que precedieron. En América Latina, la discusión sobre esta cuestión tuvo como expresión la noción de restricción externa, concepto clave en los autores estructuralistas latinoamericanos y también en la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).<sup>9</sup>

---

<sup>1</sup> Sobre la noción de hegemonía ver Arrighi (1990), Fields y Vernengo (2011) y Dvoskin y Libman (2014).

<sup>2</sup> Como, por ejemplo, durante la devaluación de la libra en noviembre de 1967 (Gibson y Thirlwall (1993)).

<sup>3</sup> Las causas de la hiperinflación relacionadas al sector externo y al tipo de cambio se pueden ver originariamente en Bresciani-Turroni (1931).

<sup>4</sup> Lo mismo ocurrió, luego, con el Plan Young.

<sup>5</sup> En una respuesta del ministro alemán a sus acreedores se puede encontrar su posición (Chernow (1990)) "Whether you may threaten me with death or not will not alter the situation because here is the plain fact that I have no foreign valuta [foreign exchange], and whether you may call me immoral or stupid or whatever you like it is beyond my power to create dollars and pounds because you would not like falsified banknotes but good currency." ["Que usted me amenace o no con la muerte, no alterará la situación porque aquí el hecho es evidente y es que no tengo moneda extranjera, y aunque usted me llame inmoral o estúpido o cualquier cosa que usted quiera está más allá de mi poder crear dólares y libras, ya que a usted no le gustaría billetes falsos sino buena moneda." Traducción propia.]

<sup>6</sup> El caso alemán derivó, más tarde, en un férreo control de cambios (Child, 2013) como forma de permitir el abastecimiento de divisas (De Miguel, 1952).

<sup>7</sup> Entre 1919 y 1926, los cambios estuvieron sujetos a alguna forma de control gubernamental en la mayoría de los países; estos controles se fueron relajando gradualmente hasta abolirse. Sin embargo, la crisis desatada a principios de la década de los '30 tuvo como resultado la vuelta general al control de cambios aún en mayor grado que durante y después de la guerra (Einzig, 1937).

<sup>8</sup> Estos controles han sido implementados en Argentina, Austria, Canadá, Estados Unidos, Francia, Gran Bretaña, Hungría, Italia, Japón y Rusia Soviética en respuesta a las crisis en el sector externo (Diamand (1973); Olgun (1984); Edwards (1987); FIEL (1989); Kiguel y Lizondo (1990); Kamin (1991); Noorbakhsh y Shahrokhi (1993)) o simplemente como medida precautoria. En este sentido, ha sido una herramienta utilizada por muchos países del mundo tanto por condicionamientos en su balanza de pagos o por motivos de índole política.

<sup>9</sup> En el continente americano, el abastecimiento de divisas pasó a ser, en determinados países bajo determinadas circunstancias, un objetivo de política económica más que un medio para sostener el crecimiento económico.

En economías periféricas como la Argentina, es común que la insuficiencia de divisas sea causante de los desequilibrios del sector externo, que terminan originando una devaluación regresiva y, en la mayoría de los casos, recesiva (Alexander (1952); Ferrer (1963); Díaz Alejandro (1963); Krugman y Taylor (1978)); ciclos conocidos en la literatura como “*stop and go*” (Braun y Joy, 1968). Dado que el tipo de matriz productiva de los países periféricos los obliga a recurrir importaciones de bienes de capital e insumos, el abastecimiento de divisas tiene una importancia vital para el desarrollo de un país (Diamand, 1973), ya que la falta de divisas no solo impacta en el ciclo sino también en la tendencia de crecimiento de largo plazo. He aquí donde el control de cambios yace como una herramienta importante para el cumplimiento de este objetivo.

En la República Argentina, el control de cambios apareció por primera vez durante la Primera Guerra Mundial hasta el año 1925. Por segunda vez mediante un decreto del Poder Ejecutivo el 10 de octubre del año 1931 bajo el gobierno de José Félix Uriburu, tres semanas después que Gran Bretaña abandonara el patrón oro.<sup>10</sup>

La última vez que se impuso el control de cambios en Argentina fue el 31 de Octubre de 2011 a través de la resolución 3210 de la Administración Federal de Ingresos Públicos (AFIP), en un contexto donde el país no tenía la capacidad de endeudarse en el exterior, la formación de activos externos se potenciaba y existía un conflicto creciente con el sector agroexportador desde el año 2008, derivado de la intención de aumentar los impuestos a la exportación de cereales (Resolución 125/08 del Ministerio de Economía y Producción de la Nación).

Como consecuencia de estos controles surgió un tipo de cambio paralelo, que, dependiendo de las circunstancias, ha sido reconocido legalmente, oficiando de tipo de cambio múltiple oficial, o se lo ha sostenido de manera ilegal. Este tipo de cambio paralelo, si implica una brecha cambiaria

muy amplia, podría derivar en un proceso insostenible en términos de acumulación de reservas (Diamand (1973); Canitrot (1983)) y en un posterior abandono de los controles.

El objetivo de este trabajo es brindar una explicación que dé cuenta de las razones por las cuales surge el control de cambios y cuáles pueden ser algunas de sus posibles consecuencias, haciendo hincapié en el caso argentino. Se estudiarán sus implicancias para esta economía, principalmente, el surgimiento de un tipo de cambio “paralelo”. Un primer aporte original de este trabajo consistirá en presentar evidencia empírica para el caso argentino sobre el origen de la brecha cambiaria, demostrando que la implementación de restricciones cambiarias da origen a un tipo de cambio “paralelo”.

Luego, se analizaran los impactos de la brecha cambiaria sobre la política cambiaria. Se presentará la principal contribución de este trabajo: un análisis econométrico que muestre la causalidad en sentido temporal del tipo de cambio “paralelo” respecto de la evolución del tipo de cambio oficial, y, más tarde, la brecha cambiaria como posible atractora del tipo de cambio oficial<sup>11</sup> mediante un modelo autorregresivo con umbrales (TAR).

A través del desarrollo de este trabajo, se intentará demostrar que los estados nacionales pueden utilizar el control de cambios como una herramienta para lograr objetivos de política económica (y/o distribución) y que, para el caso argentino en particular, la dinámica del tipo de cambio oficial, bajo un contexto de control de cambios no necesariamente es inestable de manera persistente, sino que puede llegar a ser sostenida en el tiempo por lapsos prolongados, siempre y cuando la autoridad monetaria esté al tanto de los límites que permiten que el proceso regulatorio no se transforme en insostenible, aún a sabiendas que los márgenes en torno a este tipo de políticas son extremadamente acotados.

<sup>10</sup> En ese momento, según Walter Beveraggi Allende (1954), el control de cambios fue motivado por una brusca salida de capitales sumado a una retención especulativa del cambio extranjero por parte de las grandes casas exportadoras.

<sup>11</sup> En este trabajo la noción de “depreciación” nominal esta asociada a una “suba del tipo de cambio” nominal.

## Control de cambios y brecha cambiaria en Argentina<sup>12</sup>

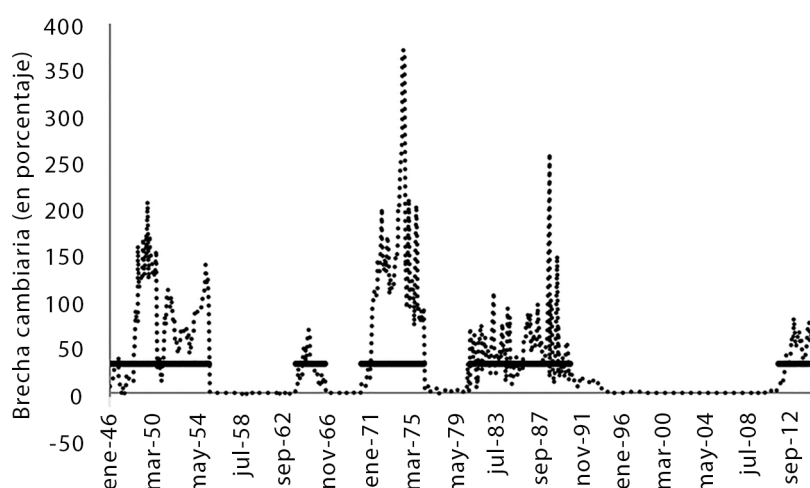
### *Brecha cambiaria en Argentina: ¿una consecuencia del control de cambios?*

#### a. Restricciones cambiarias y brecha cambiaria en Argentina

En principio, siendo una de las hipótesis de este trabajo, la aparición de un tipo de cambio “paralelo” se debe a la existencia de controles cambiarios (en sentido estricto, o *restricciones cambiarias*)<sup>13</sup>, es decir, restricciones y limitaciones sobre la cantidad de divisas que los agentes económicos pueden adquirir, tanto para fines comerciales

como para fines especulativos o de ahorro. La incapacidad de los agentes para adquirir una cantidad ilimitada de divisas en el mercado oficial (para el caso argentino, en la última década, el Mercado Único Libre de Cambios) da espacio a la creación de un mercado paralelo ilegal de divisas el cual presenta otra cotización diferente a la oficial.

**Gráfico 1. Brecha (línea punteada) y restricciones cambiarias (línea sólida) en Argentina (1946–2015).**



Fuente: elaboración propia en base a Reinhart ([carmenreinhart.com](http://carmenreinhart.com)) y *Ámbito Financiero*.

Según lo mencionado, se observa en el Gráfico 1 que la brecha cambiaria (línea punteada) es contemporánea a las restricciones cambiarias (línea sólida). Sumado a esto, el

promedio de la brecha cambiaria con controles es muy superior al promedio de la brecha sin ellos (Tabla 1).<sup>14</sup>

<sup>12</sup> La parte histórica de esta sección está basada en Kock (1941), Prebisch (1944), Beveraggi Allende (1954), FIEL (1989) y Kamin (1991).

<sup>13</sup> Esta hipótesis es sostenida por un conjunto de autores, entre los cuales se puede mencionar a Aron *et al.* (1992), Acharyya (2001), Agénor (1990), Agénor y Murat Ucer (1999), Bahmani-Oskooee *et al.* (2006), Caporale y Cerrato (2008), Diamandis *et al.* (2007), Dornbusch (1986), Edwards (1987), Fardmanesh y Douglas (2003), Kamin y Ghei (1996), Ghei y Kiguel (1992), Kiguel y O’Connell (1995), Kouretas y Zarangas (2001), Noorbakhsh y Shahrokhi (1993), Nowak (1984), Olgun (1984), Sheikh (1976), entre otros.

<sup>14</sup> Si bien la brecha puede existir sin controles (restricciones cambiarias) en algunos períodos, esto se puede explicar como consecuencia de costos de transacción en la intermediación o costos de transacción para agentes que tranzan con dinero que surge de actividades ilícitas (incluso puede existir una brecha negativa) (Dornbusch *et al.*, 1983).

**Tabla 1. Promedio de brecha con y sin restricciones cambiarias.**

Brecha promedio sin controles	3.13 %
Brecha promedio con controles	61.72 %

Fuente: elaboración propia en base a Reinhart (*carmenreinhart.com*) y *Ámbito Financiero*.

Para intentar dilucidar una respuesta en términos econométricos a la contemporaneidad entre el control de cambios (en sentido estricto, o *restricciones cambiarias*) y la brecha cambiaria, que surge a partir de un tipo de cambio en el mercado paralelo e ilegal.<sup>15</sup> Si los quiebres estructu-

rales detectados endógenamente fueran coincidentes con los momentos en los cuales las *restricciones cambiarias* fueron implantadas se podría deducir que las restricciones y la brecha cambiaria son contemporáneas.

### b. Metodología y evidencia empírica

Recientemente, Bai (1997) y Bai y Perron (1998, 2003a,b) proporcionan resultados teóricos y computacionales que extienden aún más el marco de Quandt-Andrews<sup>16</sup> y permiten detectar múltiples quiebres estructurales desconoci-

dos. Esta metodología es la que permitirá hallar cuáles son los quiebres estructurales de la variable *brecha cambiaria* para el caso argentino durante el período que va desde enero de 1946 hasta diciembre de 2015.<sup>17</sup>

<sup>15</sup> Se aplica la metodología de Bai (1997) y de Bai y Perron (1998), siendo la que permite hallar endógenamente los momentos específicos donde la brecha sufre un quiebre estructural.

<sup>16</sup> Las pruebas sobre inestabilidad de parámetros y cambio estructural en los modelos de regresión han sido una parte importante del trabajo econométrico aplicado que nos remite a Chow (1960), quien encontró la forma de determinar la existencia de un cambio de régimen para una fecha conocida. Luego, Quandt (1960) modificó el marco de Chow para determinar los quiebres estructurales de manera endógena, seguido por Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994) que derivaron la distribución estadística del ensayo de Quandt.

<sup>17</sup> Se considerará la siguiente regresión lineal múltiple con cambios estructurales (regímenes):

$$y_t = \beta x'_t + u_t \quad (t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j)$$

para  $j = 1, \dots, m + 1$  y donde se utiliza la convención que  $T_0 = 0$  y  $T_{m+1} = T$

Donde

$y_t$  es la diferencia entre el logaritmo del tipo de cambio paralelo y el logaritmo del tipo de cambio oficial en el momento  $t$ , es decir, la brecha cambiaria

$x_t(px1)$  en un vector de convariables (o variables independientes), que en este caso será una constante

$\beta$  es el correspondiente vectores de coeficientes

$u_t$  son los errores

En este modelo,  $y_t$  es la variable observada dependiente,  $x_t(px1)$  es un vector covariables, y  $\beta$  es el correspondiente vector de coeficientes;  $u_t$  son los errores. Los índices  $(T_1, \dots, T_m)$ , o los puntos de quiebre, son tratados explícitamente como desconocidos. El objetivo es estimar conjuntamente los coeficientes desconocidos de la regresión con los puntos de quiebre cuando están disponibles las  $T$  observaciones en  $(y_t, x_t)$

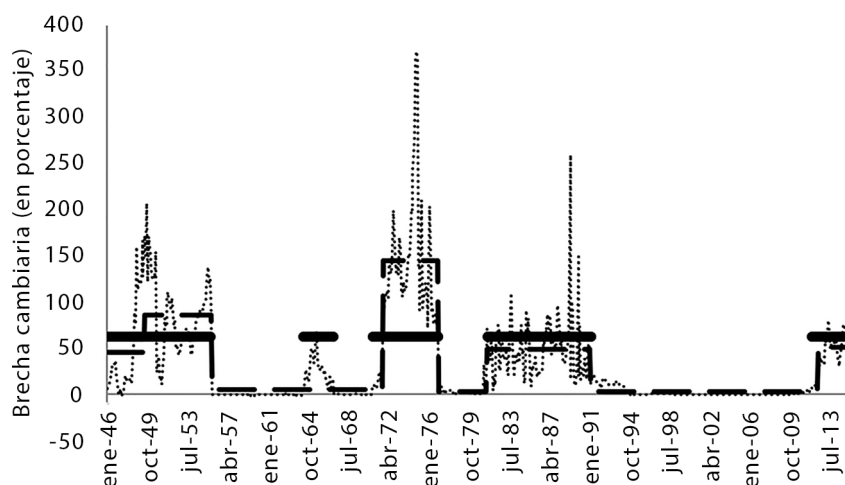
La hipótesis nula a testear implica la no existencia de quiebres estructurales, mientras la hipótesis alternativa sostiene lo contrario. Los resultados, obtenidos a través del programa computacional EViews<sup>18</sup>, indican que bajo esta metodología econométrica se han detectado siete quiebres estructurales correspondientes a los siguientes períodos (resaltados en **negrita** los puntos de *quiebre estructural*):

1. Enero de 1946 – junio de 1949 (*no significativo*)
2. Julio de 1949 – septiembre de 1955
3. Octubre de 1955 – septiembre de 1971 (*no significativo*)
4. Octubre de 1971 – noviembre de 1976
5. Diciembre de 1976 – mayo de 1981
6. Junio de 1981 – enero de 1991
7. Febrero de 1991 – abril de 2012 (*no significativo*)
8. Mayo de 2012 – diciembre de 2015

Una vez detectados los quiebres estructurales, se analizará la relación con respecto a las *restricciones cambiarias*. Al observar la Gráfico 2, se aprecia que los quiebres estructurales detectados (*línea guionada*) tienen una fuerte contemporaneidad con los momentos en los cuales se presentan las restricciones cambiarias (*línea sólida*) que también coincide con la brecha cambiaria (*línea punteada*). Las excepciones, en términos econométricos, encontradas (dado que los errores estándar son muy similares al promedio de brecha) son:

- a. enero de 1946 a junio de 1949.
- b. abril 1964 a febrero de 1967.
- c. febrero de 1991 a abril de 2014.

**Gráfico 2. Brecha cambiaria y quiebres estructurales en Argentina (1946–2015).**



Fuente: elaboración propia en base a Reinhart ([carmenreinhart.com](http://carmenreinhart.com)) y *Ámbito Financiero*.

Entendiendo que los quiebres estructurales en la variable brecha coinciden con la implementación de los controles, se deduce que hay una relación estrecha entre controles

y brecha cambiaria. La pregunta que surge a partir de lo inferido es la siguiente: ¿son los controles los que generan la brecha, o a la inversa?.

<sup>18</sup> Por cuestiones de espacio y presentación, los resultados econométricos computacionales se encuentran en el Apéndice I.

La intuición diría que son los controles los que generan la brecha. Para dilucidar la respuesta se puede realizar un test de causalidad en sentido Granger.<sup>19</sup> Aunque este test no permite hallar las relaciones de causalidad, que se definen en el marco de la teoría, sí permite analizar la información contenida en los datos, es decir, la correlación.

Utilizando el criterio BIC, sabiendo que las dos variables son estacionarias (*brecha* al 1 % y *control* al 5 %), la *brecha* es conveniente, de acuerdo con el criterio BIC, estimarla con 2 rezagos mientras que el *control* con 10 rezagos. El problema de utilizar muchos rezagos es que el test pierde potencia (Enders, 2004).

**Tabla 2. Causalidad en sentido Granger de controles cambiarios sobre brecha cambiaria.**

<i>y</i>	<i>x</i>	<i>k</i> <sub>1</sub>	<i>k</i> <sub>2</sub>	<i>H</i> <sub>0</sub> : <i>y</i> no causa <i>x</i>	<i>H</i> <sub>0</sub> : <i>x</i> no causa <i>y</i>	<i>n</i>
brecha	control	2	2	0.1768 (0.8379)	9.0666 (0.0001)	838
		10	10	0.3475 (0.9676)	1.6965 (0.0772)	838

Fuente: elaboración propia.

De los resultados se puede inferir que existe un alto nivel de significatividad por el cual se puede rechazar al como no causante en sentido de Granger de la *brecha* (al 1 % para 2 rezagos y al 10 % para 10 rezagos), pero no viceversa.

Por lo que, al menos en sentido temporal, la hipótesis se verifica. Se podría concluir que el control de cambios (en sentido estricto, o *restricciones cambiarias* específicamente) causa la *brecha cambiaria*, y no a la inversa.

<sup>19</sup> J.C.W. Granger (1969) sugiere una noción de causalidad basada en la asimetría de los esquemas de correlación. La esencia de esta definición es que una variable *x* causa otra variable *y* si el conocimiento de los valores pasados de *x* permite un mejor pronóstico de *y*<sub>*t*</sub> que el obtenido con un conjunto de información determinado (incluyendo valores pasados de *y*<sub>*t*</sub>). Un rasgo importante de esta definición es que es susceptible de contrastación empírica. Dado un par de variables aleatorias *x*, *y* siempre es posible evaluar cuál antecede a la otra a partir de la observación de la matriz de correlaciones desfasadas correspondientes. Es importante recalcar que se trata de una noción estadística de causalidad (precedencia temporal) y que, por lo tanto, no constituye un sustituto de la idea de causalidad prevaleciente en el análisis económico.

Se utilizará el procedimiento propuesto por T.J. Sargent (1976), que es derivado directamente de la definición de la causalidad de Granger. Similar al método de C.W.J. Granger (1969), se emplea una función de predicción lineal. En lo que sigue, sean *x* e *y* dos variables estacionarias. Para la prueba de la causalidad sencilla de *x* a *y*, se examina si los valores rezagados de *x* en la regresión de *y* sobre los valores rezagados de *x* e *y* reducen significativamente la varianza del error. Mediante el uso de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), se estiman las siguientes ecuaciones:

$$y_t = a_0 + \sum_{k=1}^{k_1} a_{11}^k y_{t-k} + \sum_{k=k_0}^{k_2} a_{12}^k x_{t-k} + u_{1,t}$$

$$x_t = a_0 + \sum_{k=1}^{k_1} a_{11}^k x_{t-k} + \sum_{k=k_0}^{k_2} a_{12}^k y_{t-k} + u_{1,t}$$

Con *k*<sub>0</sub> = 1. Un test F es aplicado para testear la hipótesis nula,

$$H_0 : a_{12}^1 = a_{12}^2 = \dots = a_{12}^{k_2} = 0$$

Cambiando *x* e *y*, se puede testear si existe una relación causal simple de *y* a *x*. Existirá una relación de retroalimentación si la hipótesis nula es rechazada en ambas direcciones.

## Hacia una política cambiaria sostenible

### *En la búsqueda de una política cambiaria sostenible*

Se podría sostener que el problema de sostenibilidad del tipo de cambio paralelo surge cuando los controles, junto al resto de la política económica, en lugar de fortalecer las reservas internacionales y engrosar la cantidad de divisas, generan un incentivo a dolarizar las carteras financieras, a que los exportadores no liquiden las divisas y a que los importadores adelanten importaciones, profundizando el problema.<sup>20</sup>

Bajo la existencia de un mercado paralelo (tanto legal, como ilegal), a mayor brecha entre las cotizaciones, mayor el atractivo que ejercerá el arbitraje, y menores las posibilidades de independizar el curso de la actividad económica de los saldos de la cuenta de capitales del balance de pagos (FIEL, 1989).<sup>21</sup> Los factores que determina la dimensión del arbitraje serían:

1. Los costos de transacción de un mercado a otro.
2. La probabilidad de ser detectado.
3. La magnitud de la penalización.<sup>22</sup>

Si los costos de transacción no son significativos, o si los controles estatales son fuertemente permeables, los movimientos de capitales se filtrarán por la Cuenta Corriente / Balanza Comercial, tornando insostenible en el largo plazo el mantenimiento de los controles de cambio (FIEL, 1989). Si el tipo de cambio paralelo pasa a estar por afuera de la órbita de la autoridad monetaria, se corre el riesgo de que pase a ser una variable *atractora* del tipo de cambio oficial, si es que los incentivos están alineados de manera tal de profundizar la escasez de divisas.<sup>23</sup>

Si los controles son efectivos, se podrá suponer que los agentes esperarán que la brecha disminuya cuando llega a determinado umbral. Pero si la brecha cruza ese umbral, los agentes se darán cuenta que los controles no son efectivos y esperarían que la brecha aumente aún más. En este punto, si el gobierno no quiere depreciar la moneda oficial (inevitable por la merma sistemática en sus reservas) no podrá alejar la brecha cambiaria más allá de determinado umbral.<sup>24</sup>

<sup>20</sup> Este punto es muy importante, ya que los controles cambiarios se pueden interpretar como causantes del tipo de cambio paralelo pero, también, como causa de una mayor escasez de divisas. Estos incentivos surgen, principalmente, porque la rentabilidad efectiva en divisas dada por el diferencial de tasas de interés es menor a la rentabilidad esperada por la futura devaluación.

<sup>21</sup> En este sentido, se reconoce alguna efectividad de los controles en el corto plazo, aunque el grado de efectividad es muy vulnerable a la magnitud de la brecha entre los cambios oficial y paralelo, la eficacia de los mecanismos y costos de la separación de los mercados y las disponibilidades de crédito externo.

<sup>22</sup> En el caso de Corea del Sur, las infracciones en materia de cambios podían ser castigadas con la pena de muerte (Chang, 2007); de igual manera en la Unión de Repúblicas Socialistas Soviéticas (URSS) (Einzig, 1937).

<sup>23</sup> Para Prebisch (1944) hay sin duda posibilidades de evasiones tanto mayores cuanto mayor es la diferencia entre los tipos de los mercados oficial y libre.

<sup>24</sup> Este argumento se basa, en parte, en torno a la sugerencia de Marcelo Diamand en su libro *Escritos Económicos* (2010 [1973], pp. 191) donde concluye:

*“La distancia entre el tipo de cambio financiero y los tipos de cambio comerciales de base no debe ser demasiado reducida ni demasiado grande. Cuanto más alto es el precio del dólar financiero en relación con los tipos de cambio comerciales, más se desalientan los gastos en turismo hacia afuera, la fuga de capitales, las regalías, la subfacturación de los bienes altamente protegidos y el contrabando. Al mismo tiempo, en cambio, se alienta la subfacturación de exportaciones tradicionales y la sobrefacturación de importaciones desgravadas en las que el tipo de cambio comercial más el derecho de importación son más bajos que el cambio financiero. En definitiva, lo óptimo es un valor de transacción que, según la experiencia argentina, podría oscilar entre un 50 % y 60 % por sobre el tipo de cambio exportador agropecuario.”*

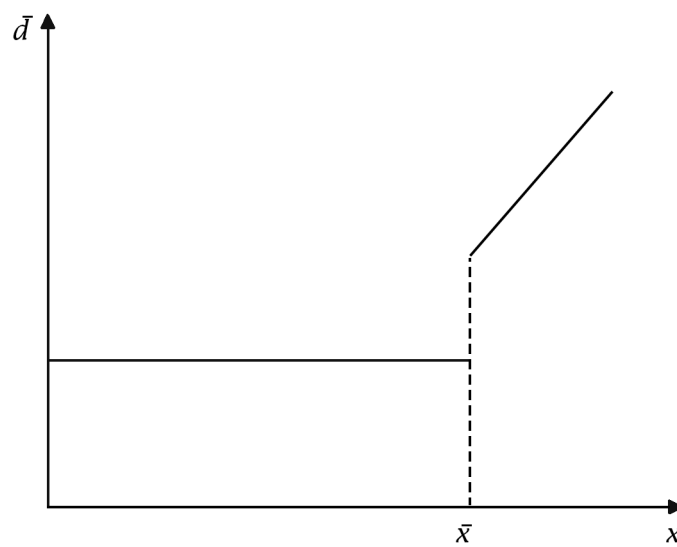
Adolfo Canitrot (1983), refiriéndose al gobierno de Raúl Alfonsín (1983–1989), en coincidencia con Diamand, comenta que *“Es previsible que el futuro gobierno civil elabore una política de precios y salarios unificada, con una desaceleración progresiva de las tasas de inflación, y que el tipo de cambio se ajuste pasivamente a la evolución de aquéllos. Esto producirá un tipo de cambio oficial al lado del cual, inevitablemente, habrá un tipo de cambio negro. La cuestión es cuál de los dos mandará y condicionará al otro. El mercado negro puede ser combatido con medidas policiales, pero, finalmente, su capacidad de ejercer una atracción gravitatoria sobre el mercado oficial dependerá de su densidad y ésta estará en función inversa al grado de realismo, esto es, de respeto a las restricciones reales, de la propia política económica.”*



Por lo tanto, si la diferencia entre los tipos de cambio es tal que la dinámica se transforma en inestable, la devaluación oficial será inminente. Entonces, ¿cuál podría ser el umbral de brecha ( $\bar{x}$ ) que acelera la devaluación oficial ( $\bar{d}$ )? ¿Cuál

sería el umbral que genera que el mercado paralelo ya no pueda combatirse mediante medidas policiales y que, finalmente, ejerza una atracción gravitatoria sobre el tipo de cambio oficial?

**Gráfico 3. Umbral de brecha que acelera la devaluación.**



*Fuente: elaboración propia.*

En términos empíricos, el diferencial de tasas de interés y el tipo de cambio real ha sido testeado para múltiples países subdesarrollados, encontrando que tanto el tipo de cambio real como el diferencial de tasas de interés son significativos, el primero con signo negativo y el segundo con signo positivo.<sup>25</sup>

Las restricciones cambiarias son la causa de la existencia de un tipo de cambio paralelo como se ha demostrado en la primera parte de este trabajo y es plausible suponer

que a partir de cierto nivel del tipo de cambio paralelo con respecto al nivel del tipo de cambio oficial, el primero puede pasar a ser un atractor del segundo.<sup>26</sup> Si se define  $x$  como brecha cambiaria, en términos algebraicos,

$$x = E^p - E^o$$

Las causas y los grados de incidencia del tipo de cambio paralelo como atractor del tipo de cambio oficial han sido

<sup>25</sup> Para el caso argentino en particular, Fishelson (1988) encontró que las variables se comportan de la manera esperada durante la década de los '70.

<sup>26</sup> La causalidad en sentido de Granger entre el tipo de cambio oficial y el tipo de cambio paralelo es analizada en el Apéndice II; los resultados en este sentido, permiten interpretar al tipo de cambio paralelo como posible atractor del tipo de cambio oficial, al menos de acuerdo a la causalidad en sentido de Granger.

tratados anteriormente. En resumen, los importadores adelantan las importaciones y los exportadores retrasan las exportaciones, llevando al desabastecimiento de divisas de la autoridad monetaria. Se considerará que existe un umbral, a partir del cual este desabastecimiento se hace efectivo. Por lo que, en términos algebraicos,

$$x \geq \bar{x} \rightarrow E^o = f(E^p) \text{conf}' > 0$$

Si el umbral efectivo es mayor a un umbral dado, entonces el tipo de cambio oficial pasa a ser función del tipo de cambio paralelo. En el caso opuesto, siempre que la brecha se mantenga por debajo del umbral elegido, el tipo de cambio paralelo no ejercerá influencia sobre el tipo de cambio oficial, permitiendo su determinación por parte de la autoridad monetaria.

$$x < \bar{x} \rightarrow E^o = \bar{E}^o$$

El impacto sobre la Balanza de Pagos se verificará a través de las exportaciones y las importaciones.

$$BP = X(Y^*, x) - M(Y, x) + F(i)$$

Los exportadores retendrán sus exportaciones si consideran que la brecha está por arriba del umbral considerado como límite (o, al menos, intentarán evadir el mercado oficial), por lo que el nivel de las exportaciones caerá; mientras que, en este caso, el nivel de las importaciones aumentará.

$$\frac{\partial X}{\partial x} < 0 \text{ si } x \geq \bar{x}$$

$$\frac{\partial M}{\partial x} < 0 \text{ si } x \geq \bar{x}$$

### ***Umbrales de brecha que aceleran la devaluación: metodología y evidencia***

La teoría económica en su conjunto sugiere que muchas variables exhiben un comportamiento no lineal (Enders (2004)). En este sentido, la construcción de especificaciones dinámicas no lineales es necesaria para dilucidar el comportamiento de las variables. Un modelo no lineal que ha sido utilizado en la literatura es el conocido como Mo-

delo Autorregresivo con Umbrales (*Threshold Autorregressive Model - TAR*).<sup>27</sup> En este caso, se utilizará el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (*Ordinary Least Squares Method - OLS*) en base a Tong (2002). En la Figura siguiente se puede observar el modelo TAR simple que se ha construido en este caso.

$$\Delta \log(tco)_t = \begin{cases} \beta_o + \beta_1 \Delta \log(tcp) + \beta_2 \cdot brevha_t + \varepsilon_{1t}, & brecha_t \geq \bar{x} \\ \beta_o + \beta_1 \Delta \log(tcp) + \beta_2 \cdot brevha_t + \varepsilon_{2t}, & brecha_t < \bar{x} \end{cases}$$

<sup>27</sup> Es un modelo de conmutación de régimen permite que el comportamiento de la variable explicada dependa del estado del sistema, por lo que una variable se comporta de manera diferente dependiendo de otras variables. La mayoría de los modelos de conmutación de régimen son complejos de estimar.

Donde

(tco) es el tipo de cambio oficial desde enero de 1946 a agosto de 2015.

(tcp) es el tipo de cambio paralelo desde enero de 1946 a agosto de 2015.

brecha es un promedio móvil de 6 meses (de  $t$  a  $t - 6$ ) de la diferencia del logaritmo del tipo de cambio paralelo y el logaritmo del tipo de cambio oficial

$\bar{x}$  es el umbral que se detectará de manera endógena

$\beta_o$  es una constante

$\beta_1$  es un coeficiente

$\beta_2$  es un coeficiente

$\beta_3$  es un coeficiente

$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ , son los errores

Aquí se puede pensar en la variable  $brecha_t = \tilde{x}$  como un umbral. Dependiendo del lado del umbral en el que se encuentre el sistema, el resultado será diferente. Si bien  $\{\Delta \log(tco)_t\}$  es lineal en cada uno de los diferentes regímenes, la posibilidad de conmutación permite expresar que

la secuencia  $\{\Delta \log(tco)_t\}$  como un todo es no lineal. Otra variante común del modelo TAR es asumir que las varianzas de los términos de error son iguales [en este caso  $var(\varepsilon_{1t}) = var(\varepsilon_{2t})$ ]. Bajo estas circunstancias el modelo se podría escribir de la siguiente manera.

$$\Delta \log(tco)_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log(tcp)_t + \beta_2 I_t brecha_t + \beta_3 (1 - I_t) brecha_t + \varepsilon_t$$

donde  $I_t = 1$  si  $brecha_t \geq \bar{x}$  y  $I_t = 0$  si  $brecha_t < \bar{x}$

En esta última ecuación,  $I_t$  es una función indicadora, o variable dummie, que toma valor 1 si  $brecha_t$  es igual o está por arriba del umbral y valor 0 si  $brecha_t$  está por debajo del umbral.<sup>28</sup>

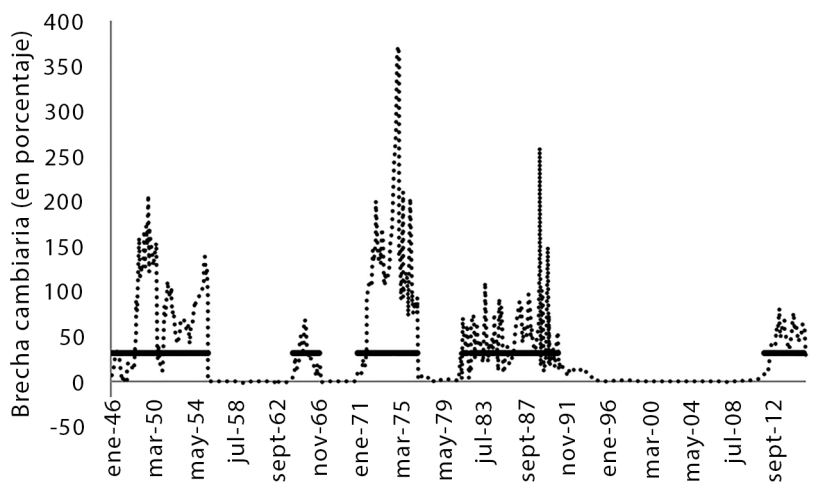
Hasta aquí se ha explicado el caso en el cual el valor del umbral es exógeno y conocido. En el caso que se ana-

lizará en adelante, el valor del umbral es desconocido por lo que se realizará una estimación del umbral de manera consistente, en base a Chan (2009).<sup>29</sup> Si la muestra es muy grande, se podría excluir solo al 10% superior e inferior. En este caso, se ha decidido aplicar la última opción por lo que se ha decidido excluir algunos datos de la década de los '40, '50, '70 y de principios de los '90 ( ver Gráfico 4).

<sup>28</sup> Se esperaría que el tipo de cambio paralelo, como control, pueda captar, de manera significativa, todas las variables omitidas del modelo (por ejemplo, diferencial de tasas de interés) que no fueron incorporadas, dado que la información en series de tiempo de largo plazo que se encuentra en el Banco Central u otras instituciones es acotada. Por otro lado, se espera que el coeficiente que acompaña a la variable sea positivo y significativo cuando ésta es superior al umbral, y nulo cuando es inferior al umbral; de manera tal que los controles brinden un margen de acción a la autoridad monetaria, al menos dentro de ciertos parámetros (hasta llegar al umbral).

<sup>29</sup> En este sentido, el umbral debe encontrarse entre el máximo y el mínimo de la distribución de observaciones, y por lo general, el 15% más alto y más bajo de la distribución se excluyen como umbrales potenciales, ya que se las consideran observaciones outliers que podrían sesgar los resultados. Para esta metodología, es preciso contar con un gran número de observaciones.

**Gráfico 4. Determinación del umbral para Argentina (1946–2015).**

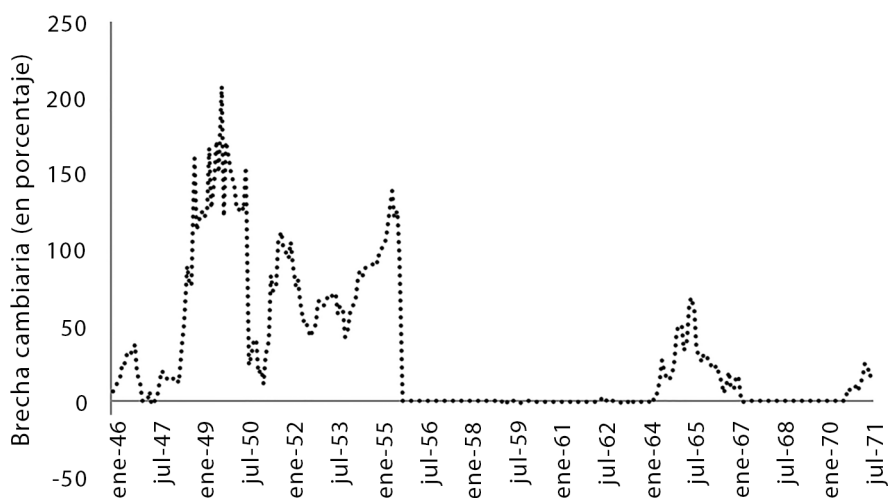


*Fuente: elaboración propia.*

Cada punto en la banda enunciada anteriormente tiene la capacidad de ser el posible umbral. La regresión que contenga la sumatoria de los residuos al cuadrado más pequeña contendrá el estimador consistente del umbral.

Si se analiza el período durante el cual rigió el acuerdo de Bretton Woods (julio de 1944 hasta agosto de 1971), en el cual los flujos financieros internacionales eran limitados, el umbral detectado endógenamente es del 66,37%.

**Gráfico 5. Determinación del umbral para Argentina (1946–1971)**



*Fuente: elaboración propia.*

Los resultados econométricos para 306 observaciones, donde la variabilidad explicada del modelo es del 13 %, son los que se muestran a continuación.

**Tabla 3. Modelo TAR: determinación del umbral=66,37 % para Argentina (1946–1971).**

Variable	$\Delta \log(\text{tco})$
brecha > umbral	0.06***
brecha < umbral	0.00
$\Delta \log(\text{tcp})$	0.30***
constante	0.01
N	306
r2	0.13

*Fuente: elaboración propia.*

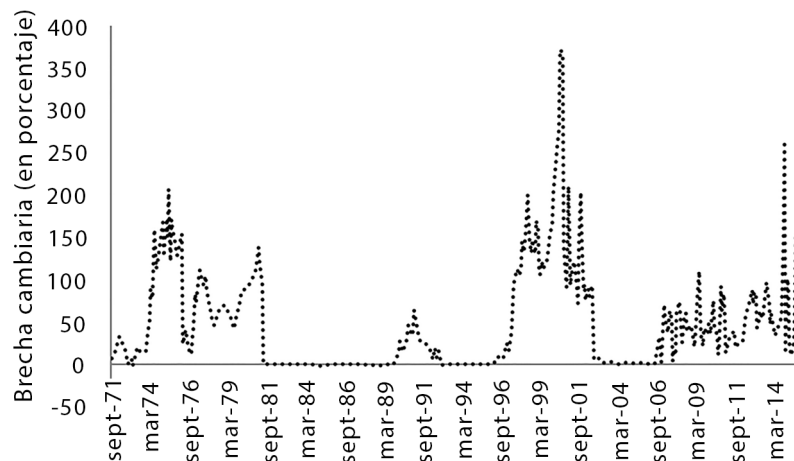
De esto se deduce que para un umbral detectado endógenamente del 66,37 % de brecha cambiaria bajo la metodología TAR, cambios de 1 % en la variable *brecha* (promedio móvil de 6 meses) cuando ésta se encuentra por arriba del umbral implican cambios de 0.06 % en el tipo de cambio oficial mientras que no generan cambios estadísticamente significativos cuando la brecha se encuentra por debajo del umbral.

Estos resultados indican que existe cierto margen de maniobra para las autoridades monetarias, una vez ins-

taurado el control de cambios, para determinar el tipo de cambio nominal oficial, revitalizando la idea a partir de la cual durante la vigencia del acuerdo Bretton Woods los países que utilizaban el control de cambios tenían cierto margen de espacio de política soberana debido a los escasos flujos financieros internacionales.

Luego de la ruptura del acuerdo, durante el período 1971–2016, la brecha cambiaria se comportó de la siguiente manera. El umbral detectado endógenamente pasa a ser del 65,62 %.

**Gráfico 6. Determinación del umbral para Argentina (1971–2015).**



*Fuente: elaboración propia.*

Los resultados econométricos para 542 observaciones, donde la variabilidad explicada del modelo es del 44 %, son los que se muestran a continuación.

**Tabla 4. Modelo TAR: determinación del umbral=65,62 % para Argentina (1971–2016).**

Variable	$\Delta \log(\text{tco})$
brecha>umbral	0.05***
brecha<umbral	0.15***
$\Delta \log(\text{tcp})$	0.52***
constante	-0.00
N	542
r <sup>2</sup>	0.44

*Fuente: elaboración propia.*

De esto se deduce que para un umbral detectado endógenamente del 65,62 % de brecha cambiaria bajo la metodología TAR, cambios de 1 % en la variable *brecha* (promedio móvil de 6 meses) cuando ésta se encuentra por arriba del umbral implican cambios de 0.06 % en el tipo de cambio oficial mientras que cuando la brecha se encuentra por debajo del umbral implican cambios de 0.15 %.

Estos resultados indican que existe escaso margen de maniobra para las autoridades monetarias, una vez instaurado el control de cambios, para determinar el tipo de cambio nominal oficial luego de la ruptura del acuerdo de Bretton Woods. Al parecer, el mayor flujo financiero internacional debilitó la capacidad de soberanía cambiaria de los países periféricos.

\* \* \*

## Conclusiones

A la luz de la experiencia, que muestra que la escasez de divisas es un fenómeno recurrente en las economías periféricas, en este trabajo se ha intentado ahondar en algunas de las posibles implicancias de la imposición de un *control de cambios* en una economía periférica.

En el marco del caso argentino, para el período que se inicia en enero de 1946 y finaliza en diciembre de 2015, se ha intentado demostrar empíricamente que el *control de*

*cambios*, específicamente las *restricciones cambiarias*, son el origen de la aparición de un tipo de cambio paralelo, es decir, de una brecha cambiaria.

Para finalizar se ha encontrado evidencia empírica para sostener la existencia de un umbral de brecha cambiaria a partir del cual se aceleraría la devaluación del tipo de cambio oficial. Este umbral de brecha, es un indicio de la existencia de cierto “espacio de política” para las autori-

dades monetarias en torno a un tipo de cambio paralelo. Los resultados indicarían que, a partir de la ruptura del Sumado a esto, se dividió la muestra en los años en que acuerdo de Bretton Woods, el creciente flujo financiero estuvo vigente el acuerdo de Bretton Woods y aquellos internacional ha reducido los márgenes de política cambiaria soberana en los países periféricos como Argentina. que no, encontrando evidencia para sostener que la herramienta del *control de cambios* se ha visto debilitada luego de la ruptura del acuerdo.

\* \* \*

## Referencias

- Acharyya, R. (2001). Exchange rate policy and black market premium on foreign exchange: Theory and evidence. *Economic and Political Weekly*, 1984–1990.
- Agénor, Pierre, R. (1990). Parallel currency markets in developing countries. *Theory, Evidence, and Policy Implications (December 1990)*. *IMF Working Paper*, 1–52.
- Agénor, Pierre, R. y Murat Ucer, E. (1999). Exchange market reform, inflation, and fiscal deficits. *The Journal of Policy Reform*, 3(1):81–96.
- Alexander, S. S. (1952). Effects of a devaluation on a trade balance. *Staff Papers-International Monetary Fund*, 2(2):263–278.
- Andrews, D. W. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 821–856.
- Andrews, D. W. y Ploberger, W. (1994). Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1383–1414.
- Aron, J. y Elbadawi, I. (1992). Parallel markets, the foreign exchange auction, and exchange rate unification in Zambia. *The World Bank*.
- Arrighi, G. (1990). The three hegemonies of historical capitalism. *Review (Fernand Braudel Center)*, 365–408.
- Bahmani-Oskooee, M., Goswami, G. G. y Mebratu, S. (2006). Black market premium and income distribution. *The Journal of Developing Areas*, 39(2):17–28.
- Bai, J. (1997). Estimation of a change point in multiple regression models. *The review of economics and statistics*, 79(4):551–563.
- Bai, J. y Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 47–78.

- Bai, J. y Perron, P. (2003a). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, 18(1):1–22.
- Bai, J. y Perron, P. (2003b). Critical values for multiple structural change tests. *The Econometrics Journal*, 6(1):72–78.
- Beveraggi Allende, W. (1954). El servicio del capital extranjero y el control de cambios; la experiencia Argentina de 1900 a 1943. (No. Thesis B571e). *Technical report, Harvard Univ., Boston* (EUA).
- Braun, O. y Joy, L. (1968). A Model of Economic Stagnation. A Case Study of the Argentine Economy. *The Economic Journal*, 78(312):868–887.
- Bresciani-Turroni, C. (1931). *The Economics of Inflation: A study of currency depreciation in post-war Germany, 1914-1923*. Routledge.
- Cámara, A. y Vernengo, M. (2001). The German balance of payment school and the Latin American Neo-Structuralists. *Credit, Interest Rates and the Open Economy, Cheltenham, Edward Elgar*, 143–159.
- Canitrot, A. (1983). El salario real y la restricción externa de la economía. *Desarrollo económico*, 23(91):423–427.
- Caporale, G. M. y Cerrato, M. (2008). Black market and official exchange rates: Long-run equilibrium and short-run dynamics. *Review of International Economics*, 16(3):401–412.
- Chan, K. S. (2009). Exploration of a nonlinear world. *World Scientific*.
- Chang, H. J. (2007). ¿Qué fue del buen samaritano?: Naciones ricas, políticas pobres, volumen 25. *Intermón Oxfam Editorial*.
- Chernow, R. (1990). The House of Morgan: An American Banking Dynasty and the Rise of Modern Finance. *Touchstone: New York*.
- Child, N. (2013). The theory and practice of exchange control in Germany: A study of monopolistic exploitation in international markets, volumen 10. *Springer Science & Business Media*.
- Chow, G. C. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 591–605.
- De Miguel, A. (1952). Comercio y divisas: su estructura y ordenación en Europa. (No. 382 M5).
- Diamand, M. (2010 [1973]). Escritos económicos. Doctrinas económicas, desarrollo e independencia. *H. Garetto Editor*.
- Diamandis, P. F., Kouretas, G. P. y Zarangas, L. (2007). Dual foreign currency markets and the role of expectations: Evidence from the Pacific Basin countries. *Research in International Business and Finance*, 21(2):238–259.
- Díaz Alejandro, C. F. (1963). A note on the impact of devaluation and the redistributive effect. *Journal of Political Economy*, 71(6):577–580.



- Dornbusch, R. (1986). Special exchange rates for capital account transactions. *The World Bank Economic Review*, 1(1):3–33.
- Dornbusch, R., Dantas, D. V., Pechman, C., de Rezende Rocha, R. y Simões, D. (1983). The black market for dollars in brazil. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1):25–40.
- Dvoskin, A. y Libman, E. (2014). On some aspects of classical-keynesian Macroeconomic model of the New Consensus. *Investigación Económica*, 73(289):3–34.
- Edwards, S. (1987). Exchange controls, devaluations, and real exchange rates: the Latin American experience. *Economic Development and Cultural Change*, 37(3):457–494.
- Einzig, P. (1937). Control de Cambios. *Universidad Nacional de Córdoba*.
- Enders, W. (2004). Applied Econometric Time Series. *Technometrics*, 46(2):246.
- Fardmanesh, M. y Douglas, S. (2003). Foreign exchange controls, fiscal and monetary policy, and the black market premium. *Yale University Economic Growth Center Discussion Paper*, (876).
- Ferrer, A. (1963). Devaluación, redistribución de ingresos y el proceso de desarticulación industrial en la Argentina. *Desarrollo económico*, 5–18.
- FIEL (1989). El Control de cambios en la Argentina: Liberación cambiaria y crecimiento. *Manantial*.
- Fields, D. y Vernengo, M. (2011). Hegemonic currencies during the crisis: The dollar versus the euro in a Cartalist perspective. *Review of International Political Economy*, 20(4):740–759.
- Fishelson, G. (1988). The black market for foreign exchange: An international comparison. *Economics Letters*, 27(1):67–71.
- Ghei, N. y Kiguel, M. A. (1992). Dual and multiple exchange rate systems in developing countries: some empirical evidence.(No. 881). *The World Bank*.
- Gibson, H. D. y Thirlwall, A. P. (1993). Balance-of-payments theory and the United Kingdom experience. *Springer*.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424–438.
- Kamin, S. (1991). Argentina's experience with parallel exchange markets: 1981-1990. (No. 407). *Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve System*.
- Kamin, S. B. y Ghei, N. (1996). The use of the parallel market rate as a guide to setting the official exchange rate. *Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Disc. Papers*, 564.

- Kiguel, M. y Lizondo, J. S. (1990). Adoption and abandonment of dual exchange rate systems. *Revista de Análisis Económico–Economic Analysis Review*, 5(1):3–23.
- Kiguel, M. y O’Connell, S. A. (1995). Parallel exchange rates in developing countries. *The World Bank Research Observer*, 10(1):21–52.
- Kock, M. H. (1941). Banca central. *Ed. FCE. México*.
- Kouretas, G. P. y Zarangas, L. P. (2001). Long-run purchasing power parity and structural change: The official and parallel foreign exchange markets for dollars in Greece. *International Economic Journal*, 15(3):109–128.
- Krugman, P. y Taylor, L. (1978). Contractionary effects of devaluation. *Journal of International Economics*, 8(3):445–456.
- Noorbakhsh, A. y Shahrokhi, M. (1993). The official and black (parallel) foreign exchange markets: Causal relationships: Empirical evidence. *Global Finance Journal*, 4(1):65–76.
- Nowak, M. (1984). Quantitative controls and unofficial markets in foreign exchange: A theoretical framework. *Staff Papers-International Monetary Fund*, 404–431.
- Olgun, H. (1984). An analysis of the black market exchange rate in a developing economy. The case of Turkey. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 120(2):329–347.
- Prebisch, R. (1944). El control de cambios en la república Argentina. *Conversaciones en el Banco de México*, 2:15–106.
- Quandt, R. E. (1960). Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes. *Journal of the American statistical Association*, 55(290):324–330.
- Sargent, T. J. (1976). A classical macroeconometric model for the united states. *Journal of Political Economy*, 84(2):207–237.
- Sheikh, M. A. (1976). Black market for foreign exchange, capital flows and smuggling. *Journal of Development Economics*, 3(1):9–26.
- Tong, H. (2002). Nonlinear time series analysis since 1990: Some personal reflections. *Acta Mathematicae Applicatae Sinica (English Series)*, 18(2):177–184.

**Apéndice I: Sobre las restricciones cambiarias como determinantes de la brecha cambiaria**

**i. Quiebres estructurales (Bai y Perron, 1998)**

Dependent Variable: BRECHA  
 Method: Least Squares with Breaks  
 Date: 02/23/16 Time: 02:12  
 Sample: 1946M01 2015M12  
 Included observations: 840  
 Break type: Bai-Perron tests of 1 to M globally determined breaks  
 Break selection: Unweighted max-F (UDmax), Trimming 0.05,  
 Max. breaks  
 10, Sig. level 0.01  
 Breaks: 1949M07, 1955M10, 1971M10, 1976M12, 1981M06, 1991M02, 2012M05  
 HAC standard and errors covariance (Prewhitening with lags = 1,  
 Quadratic  
 -Spectral kernel, Andrews bandwidth)  
 Allow heterogeneous error distributions across breaks

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1946M01 – 1949M06 – 42 obs				
C	45.96420	53.81813	0.854065	0.3933
1949M07 – 1955M09 – 75 obs				
C	85.94072	10.56497	8.134500	0.0000
1955M10 – 1971M09 – 192 obs				
C	5.698185	5.973361	0.953933	0.3404
1971M10 – 1976M11 – 62 obs				
C	144.4821	26.22950	5.508382	0.0000
1976M12 – 1981M05 – 54 obs				
C	3.051484	0.673896	4.528123	0.0000
1981M06 – 1991M01 – 116 obs				
C	49.20886	4.499606	10.93626	0.0000
1991M02 – 2012M04 – 255 obs				
C	2.576521	2.820572	0.913475	0.3613
2012M05 – 2015M12 – 44 obs				
C	51.43846	6.454553	7.969330	0.0000
R-squared	0.684542	Mean dependent var	32.40631	
Adjusted R-squared	0.681888	S.D. dependent var	50.42822	
S.E. of regression	28.44222	Akaike info criterion	9.543104	
Sum squared resid	673054.4	Schwarz criterion	9.588184	
Log likelihood	-4000.104	Hannan-Quinn criter.	9.560382	
F-statistic	257.9198	Durbin-Watson stat	0.526575	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Ambas variables son integradas de orden 0, control al 5 % y brecha al 1 %.

**Apéndice II: Umbrales de brecha que aceleran la devaluación**

De acuerdo al criterio BIC, se utilizan 8 rezagos para el logaritmo del tipo de cambio oficial y 3 rezagos para el logaritmo del tipo de cambio paralelo.

**i. Tipo de cambio oficial y paralelo: causalidad en sentido Granger**

**a. Con 3 rezagos**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 03/08/17 Time: 16:09

Sample: 1946M01 2016M12

Lags: 3

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(TCP) does not Granger Cause D(TCO)	843	42.8863	9.E-26
D(TCO) does not Granger Cause D(TCP)		20.0011	2.E-12

**b. Con 8 rezagos**

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 03/08/17 Time: 16:10

Sample: 1946M01 2016M12

Lags: 8

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
D(TCP) does not Granger Cause D(TCO)	833	24.5267	6.E-34
D(TCO) does not Granger Cause D(TCP)		13.6938	1.E-18