

**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ**

**ESCUELA DE POSGRADO**



*“El equilibrio en la cuenta corriente y sus implicancias  
en el tipo de cambio real en el Perú”*

**TESIS PARA OPTAR EL GRADO ACADÉMICO DE  
MAGÍSTER EN ECONOMÍA**

**AUTOR**

Hugo Fuentes Dávila Angeles

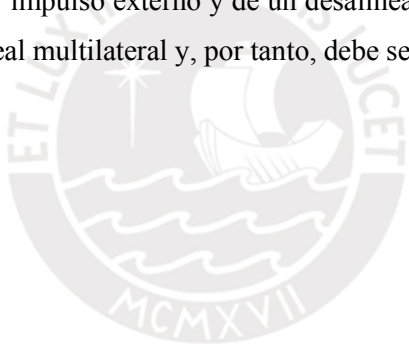
**ASESOR**

Nikita Rufino Céspedes Reynaga

**Febrero 2019**

## RESUMEN

Entre los años 2013-2015, el déficit en cuenta corriente de la economía peruana se ubicó por encima de 4% del PBI, dando señales de que estábamos en un escenario de crisis; no obstante, en los dos años siguientes el déficit fue disminuyendo por la evolución favorable de sus determinantes. ¿Cuál debería ser la tasa óptima o deseada de déficit en cuenta corriente para la economía, teniendo en cuenta que esta variable es uno de los fundamentos que dan estabilidad al país? El presente estudio tiene como objetivo estimar el nivel de equilibrio de la cuenta corriente de la balanza de pagos de Perú en base a sus determinantes de largo plazo con la finalidad de analizar la brecha entre la cuenta corriente observada y estructural, y luego encontrar el tipo de cambio real multilateral de equilibrio, tomando en cuenta que esta variable permite corregir dicha brecha, en base a un contexto donde las otras determinantes permanecen constantes. Los resultados señalan que en los últimos diecisiete años el promedio del déficit en cuenta corriente estructural fue de 2,0% del PBI, y que el déficit observado se desvió del nivel estructural, particularmente entre el 2013-2015, producto de la desaceleración de la demanda interna, de un menor impulso externo y de un desalineamiento cambiario, el cual afectó la dinámica del tipo de cambio real multilateral y, por tanto, debe ser corregido para llegar a un nivel de equilibrio.



# Contenido

<b>1. INTRODUCCIÓN.....</b>	<b>3</b>
<b>2. REVISIÓN LITERARIA .....</b>	<b>7</b>
<b>3. HECHOS ESTILIZADOS.....</b>	<b>11</b>
<b>4. EL MODELO .....</b>	<b>18</b>
<b>5. LA BASES DE DATOS .....</b>	<b>21</b>
5.1 Variables para la cuenta corriente subyacente .....	21
5.2 Variables para la cuenta corriente normativa .....	24
<b>6. RESULTADOS.....</b>	<b>27</b>
6.1 Estimación de la cuenta corriente subyacente (CCS).....	27
6.2 Estimación de la cuenta corriente normativa (CCN).....	35
6.3 Estimación del tipo de cambio real de equilibrio (TCRE) .....	37
6.4 Ejercicio de simulación de cuenta corriente y tipo de cambio real multilateral.....	40
<b>7. CONCLUSIONES.....</b>	<b>42</b>
<b>BIBLIOGRAFIA.....</b>	<b>44</b>
<b>ANEXOS.....</b>	<b>47</b>

## 1. INTRODUCCIÓN

Uno de los temas más importantes que se ha comentado en la literatura económica moderna y actual es el análisis de los desequilibrios de las cuentas externas reflejados en los elevados niveles de déficit en cuenta corriente, que suelen estar asociadas a periodos de crisis, como la crisis de la deuda latinoamericana en los años ochenta, la crisis rusa de 1998-2001 o la crisis subprime 2008-2010, de las cuales Perú no estuvo exento. Asimismo, el periodo 2013-2015 fue uno en el que se registró un alto déficit en cuenta corriente en el país, por lo que lo consideramos como una crisis.

En ese sentido, los economistas comenzaron a realizar estudios sobre la sostenibilidad de las cuentas externas, centrando su análisis en la cuenta corriente de la balanza de pagos ya que es considerada como una de las variables más importantes para los formuladores de política económica dado que su evolución, basado en el comportamiento de sus principales determinantes y acompañado de grandes oscilaciones en el tipo de cambio, repercute en la estabilidad macroeconómica. Siguiendo a Calderón et.al (1997), este tema debe ser abordado en dos aspectos. El primero es para determinar las causas del déficit y así diseñar las medidas de política que permitan su reducción y/o eliminación; y el segundo es para analizar los ratios de endeudamiento internacional de los países y la sostenibilidad del déficit.

Calderón, Chong y Loayza (2000) definen a la cuenta corriente como el saldo de los flujos internacionales de transacciones de bienes, servicios, renta de factores y transferencias corrientes de un país con el resto del mundo. En términos prácticos, la transacción de bienes y servicios se refiere a los flujos provenientes del saldo entre las exportaciones e importaciones (balanza comercial), que concentran el mayor porcentaje del flujo total de la cuenta corriente; vale decir que la cuenta corriente será clasificada como superavitaria o deficitaria principalmente por el resultado de la balanza comercial, y más aún si se analiza la balanza de bienes. Por su parte, el tipo de cambio real (TCR) alude al intercambio en términos de los bienes que se pueden negociar, lo cual brinda una idea del precio relativo entre los bienes producidos localmente y en el extranjero. Como señala Rogoff (1996), los incrementos o disminuciones en el TCR se interpretan como un indicio de que la economía doméstica se torna más o menos competitiva, respectivamente, frente al exterior.

En ese sentido, dada la relación que hay entre la cuenta corriente y el TCR, ¿un desalineamiento del tipo de cambio nominal (sol por dólar) perjudica a la cuenta corriente? En la mayoría de casos, la respuesta es afirmativa; sin embargo, lo correcto es decir depende, ya que juega mucho las características del contexto macroeconómico que se esté analizando.

Hay una serie de estudios realizados sobre este tema, principalmente de autores provenientes del Fondo Monetario Internacional (FMI) y de bancos centrales del mundo. Entre estos podemos destacar el de Edwards (1988), Williamson (1994), y Chinn y Prasad (2003), que emplearon el enfoque del balance macroeconómico (BM), definido como la estimación de la cuenta corriente observada, en base a un conjunto de fundamentos, para hallar una norma o meta y así obtener la cuenta corriente de equilibrio; y una vez que se tenga este resultado, se procede a estimar el tipo de cambio real, a través de métodos de datos de panel y de equilibrio general para un grupo de países, que permita cerrar las brechas entre la cuenta corriente observada y estructural. Posteriormente, se publicó el estudio del Lee et.al (2008), basado en un estudio previo de Consultative Group on Exchange Rate – CGER (2006), en el que presentan el enfoque de sostenibilidad externa (SE), en el cual se determina la norma o meta de la cuenta corriente por medio de identidades contables que relacionan la cuenta corriente con la posición externa del país representada por los activos externos netos. A este trabajo le siguieron Medina et.al (2010) y Phillips et.al (2013), quienes incorporaron una mayor cantidad de países, entre los que destacan las economías emergentes, para encontrar normas de cuenta corriente para cada economía del grupo de países empleados y encuentran resultados similares a los estudios previamente mencionados; no obstante, Phillips et.al (2013) destaca el hecho de que su enfoque metodológico no puede aplicarse por igual para todos los países de su muestra ya que cada uno posee una estructura económica particular. Finalmente, Arteaga, Luna y Ojeda (2011) presentan un primer estudio de equilibrio de la cuenta corriente aplicado para Colombia, y en este emplean un modelo de suavizamiento de consumo para el cálculo de la norma de la cuenta corriente y uno de elasticidades de los determinantes de la cuenta corriente para hallar su nivel estructural o subyacente, en línea con el trabajo de Isard (2007) por medio de la metodología de cointegración. Una vez hallada la brecha entre la cuenta corriente normativa y subyacente, Ojeda y Torres (2012), en un trabajo posterior al de Arteaga, Luna y Ojeda (2011), combina lo hecho por estos últimos autores y por Lee et.al (2008), para determinar el tipo de cambio real de equilibrio, entendido como aquel que permite el ajuste de aquella brecha y que tome el valor de cero.

Para el caso peruano, no hay muchos estudios acerca del tema; sin embargo, destacan el de Calderón, Segura y Gasha (1997), y el de Arenas y Tuesta (1999b) quienes analizan la sostenibilidad de la cuenta corriente para los periodos 1954-1994 y 1960-1994, respectivamente, El primer estudio emplea diversos enfoques metodológicos para demostrar la robustez de sus resultados y concluyen que la posición de equilibrio de la cuenta corriente es frágil y se requieren de medidas correctivas para el corto y largo plazo a fin de cambiar el panorama desfavorable. El segundo estudio emplea un enfoque de modelos VAR y señala que para el periodo empleado hay un endeudamiento excesivo

para el consumo a diferencia de lo que se tenía previsto en base a la hipótesis del ingreso permanente, por encima de la senda óptima de consumo y que el Estado debe corregirlo.

Con la finalidad de cumplir el primero de los aspectos señalados por Calderón et.al (1997) y tomando en consideración el comentario hecho por Phillips et.al (2013), el primer objetivo de esta investigación es analizar los determinantes de la cuenta corriente de la economía peruana para luego otras interrogantes como ¿qué factores generan que el déficit en cuenta corriente sea elevado?, y si lo es ¿cómo se puede disminuirlo? ¿Cuál debiera ser una tasa óptima de déficit en cuenta corriente a aspirar como país? Una vez estimada esta tasa óptima, nos hacemos otras preguntas como ¿Cuál es el nivel de tipo de cambio real que debe acompañar a este equilibrio? ¿El nivel actual del tipo de cambio está cerca de ese equilibrio, tomando en cuenta los sucesos de los últimos años? La hipótesis que se maneja para esta última parte es que hay un desalineamiento cambiario que complicó el panorama del alto déficit en cuenta corriente en el periodo 2013-2015, y a diferencia de otros países de la región, Perú no tuvo una respuesta muy similar como sí lo tuvieron estos países.

Para responder estas las interrogantes planteadas, se sigue la línea del estudio de Arteaga, Luna y Ojeda (2011) para Colombia, quienes emplean el enfoque BM para estimar la cuenta corriente subyacente (CCS), entendida como la cuenta corriente estructural, en base a sus principales determinantes de largo plazo a través de la metodología de cointegración; y la línea del estudio de Lee et.al (2008), que emplea el enfoque SE para estimar la cuenta corriente normativa (CCN), en base a los resultados de un grupo de variables macroeconómicas que el país procura llegar como meta de Gobierno. Con respecto a cómo puede ser disminuido el déficit en cuenta corriente, se procede a estimar el tipo de cambio real de equilibrio (TCRE) como medida de política económica para corregir la brecha de la cuenta corriente, asumiendo *ceteris paribus* para el resto de determinantes, y cuyo valor sea compatible con los objetivos de alcanzar un equilibrio interno y externo, en línea con el trabajo de Ojeda y Torres (2012). El presente estudio toma como horizonte temporal el periodo 1996-2017, con datos en frecuencia trimestral, y adicionalmente, se hace una simulación para los dos siguientes dos años tomando en cuenta las proyecciones del Banco Central de Reserva de Perú publicado en su Reporte de Inflación<sup>1</sup>, puesto que no existen estudios publicado para estos periodos.

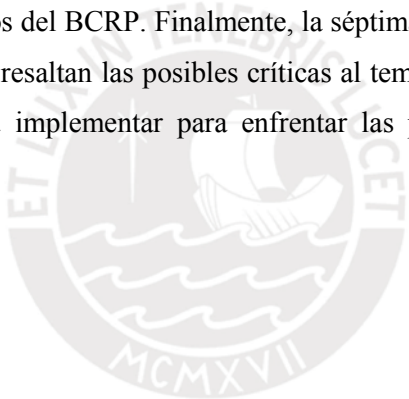
Los resultados de las estimaciones indican que sí hubo un desalineamiento cambiario en el periodo de la crisis 2013-2015. En principio, se observa que las tasas de la CSS y CCN fueron menores a la cuenta corriente observada en dicho periodo; en segundo lugar, se observa que las brecha entre la

---

<sup>1</sup> Se tomará en cuenta las proyecciones del 2018 y 2019 del reporte publicado el 15 de junio de 2018.

CCS y la CCN se fue ampliando en el periodo mencionado; y finalmente, estimando el tipo de cambio real requerido para cerrar esta brecha, al cual definimos como TCRE, se aprecia que el desalineamiento entre el nivel observado y el de equilibrio guarda una diferencia considerable a pesar de que las tasas de depreciación se moviesen en la misma dirección.

El desarrollo del trabajo se divide en siete secciones. En la primera hacemos la introducción que presenta el planteamiento del problema, los objetivos del estudio y la hipótesis que se maneja como de la explicación de la problemática. La segunda sección hace una revisión literaria sobre los estudios más importantes que abordaron el tema para otros países en base a dos enfoques que se aplicarán en nuestro estudio. La tercera muestra los hechos estilizados de las cuentas externas y la coyuntura que tuvo el país dentro del periodo de la muestra. La cuarta sección desarrolla el modelo teórico a que empleamos para validar el sentido de los impactos a estimar. La quinta sección presenta las bases y estadísticas de las variables que se utilizarán para demostrar nuestra hipótesis. La sexta sección desarrolla la metodología empleada y presenta los resultados encontrados de un ejercicio de simulación con datos proyectados del BCRP. Finalmente, la séptima parte presenta las conclusiones que resumen todo lo hecho y se resaltan las posibles críticas al tema; asimismo, se brindan algunas recomendaciones de políticas a implementar para enfrentar las problemáticas observadas en la sección de hechos estilizados.



## 2. REVISIÓN LITERARIA

En la actualidad, existe una gran cantidad de estudios sobre cuáles son los determinantes del tipo de cambio real y de cómo se llega al equilibrio para una economía en particular o para un bloque como las economías emergentes o economías primario-exportadoras, como también hay literatura que estudia aquellos episodios de altos déficits en cuenta corriente para algunos países, qué las causó y cómo estos efectos se propagaron en las respectivas economías e incluso en otros países.

La entidad por excelencia que evalúa los determinantes e impactos de la cuenta corriente en las economías del mundo es el Fondo Monetario Internacional, que ha publicado varios estudios sobre los episodios que han marcado un hito en el mundo académico con la finalidad de sacar lecciones para evitar que ocurran estos efectos adversos o en todo caso qué hacer para que un país enfrente estos casos. Asimismo, otros autores de bancos centrales o del mundo académico también publicaron artículos en los cuales centraron su análisis en sus respectivas economías y no como grupo, ya que cada economía tiene una estructura particular.

Los primeros trabajos de este tema emplearon lo que se conoce como el enfoque del balance macroeconómico (BM), entendido como la estimación de la cuenta corriente a través de un conjunto de fundamentos con la finalidad de llegar a un equilibrio por medio de una serie de políticas económicas, entre estas el TCRE. Uno de los primeros trabajos que emplean el enfoque BM es Edwards (1988), quien estima el nivel de TCRE requerido a fin de corregir los desalineamientos que involucren a la balanza de pagos. En su trabajo, el autor usó modelos de equilibrio general para los 12 países desarrollados.

Asimismo, el trabajo de Williamson (1994) aplica el enfoque BM para calcular el TCRE requerido y que sea coherente con un equilibrio de largo plazo para otras variables como el producto bruto interno, la inflación, el empleo y la cuenta corriente de los países seleccionados. En otras palabras, el autor buscaba un TCRE que permita llegar a un equilibrio macroeconómico tanto interno como externo. Williamson (1994) realizó una serie de simulaciones de modelos de equilibrio general para los países del G7 y así encontrar los equilibrios internos y externos.

Otro trabajo interesante es el de Chinn y Prasad (2003), quienes usan un panel de datos para 89 economías (18 industrializadas y 71 en desarrollo) con la finalidad de analizar las determinantes de la cuenta corriente en el largo plazo y así estimar la cuenta corriente normativa. Los autores encuentran que la cuenta corriente guarda una relación positiva con el balance fiscal y la acumulación de activos externos netos, y una relación negativa con la apertura comercial.



Posteriormente, hubieron estudios que hablaban del tema de desalineamiento de las principales variables que caracterizan al sector externo como el nivel de activos externos netos y el tipo de cambio real, lo cual generaba desbalances macroeconómicos; por ello, el Consultative Group on Exchange Rate (CGER) fue el encargado por el Fondo Monetario Internacional de analizar si estos desalineamientos estaban en línea con el comportamiento de equilibrio macroeconómico y de desarrollar medidas para corregir los inconvenientes. En 2006, salió un primer estudio que propuso otro enfoque conocido como Sostenibilidad Externa (SE), el cual determina la meta de la cuenta corriente a través de métodos contables, y no con métodos econométricos como lo propone el enfoque BM. El enfoque SE relaciona la tasa de cuenta corriente a la que plantee llegar como meta en base a una posición externa con estabilidad reflejada en los activos externos netos, con una tasa de PBI que crezca a su nivel potencial, y con una inflación dentro del rango meta. La finalidad de este ejercicio es poder ver cómo solventar los gastos requeridos en una economía y estimar un nivel de TCR que brinde un equilibrio interno y externo. El artículo pone como ejemplo el caso de EE.UU. para determinar la meta de cuenta corriente que se desea lograr tomando como base el nivel de activos externos netos que se alcanzó en el 2004; sin embargo, luego de esta publicación salieron críticas sobre el método y en particular de cómo se debe estimar el nivel de activos o pasivos externos netos de una economía para llegar a un equilibrio.

Isard (2007) publica un estudio en el que presenta un modelo para determinar la cuenta corriente de equilibrio, por medio de elasticidades de exportaciones, importaciones y brechas de productos, halladas con relaciones de cointegración. En este estudio, el autor desarrolla una metodología conocida como el Exchange Rate Assesment, el cual es un modelo teórico basado en elasticidades y tiene la particularidad de definir el ajuste requerido para el TCR y mover a la cuenta corriente interna o subyacente hasta que alcance su equilibrio. La aplicación se hizo para la estimación del TCRE de EE.UU.

Luego de la publicación del Lee et.al (2008), que consistió en una compilación y actualización de lo hecho por CGER (2006), otros autores buscaron mejorar las estimaciones brindadas por este grupo, y así salieron a la luz los otros aportes del Fondo Monetario Internacional entre los que destacan Medina et.al (2010) y Phillips et.al (2013). El primer estudio usa una muestra de 33 economías emergentes para estimar los determinantes del equilibrio de la cuenta corriente y encuentran resultados similares a lo hallado por CGER (2006) pero con un mayor impacto por parte del balance fiscal. Esto les sirvió para calcular tasas de cuenta corriente normativa para cada país de la muestra empleada, el cual incluye a Perú y le calcularon una tasa de -0,9% del PBI. El segundo estudio desarrolla lo que se conoce como el External Balance Assesment (EBA), que ofrece tres métodos

para entender, primero, los cambios tanto en la cuenta corriente como en el tipo de cambio real y, segundo, cómo alcanzar equilibrios normativos. Asimismo, el EBA propone un mayor número de variables que influyen en las variables endógenas y emplean modelos de datos de panel para 49 economías; sin embargo, el estudio reconoce que la metodología propuesta no puede aplicarse por igual para todas las economías pues cada una tiene una estructura particular y diversos instrumentos de política económica a emplear, por tanto, los valores encontrados para factores propuestos podrían no explicar de manera adecuada el comportamiento de las endógenas a analizar.

Este último apartado es lo que da énfasis a nuestro estudio en hallar una relación propia de determinantes que expliquen el comportamiento de la cuenta corriente y del tipo de cambio real para el caso peruano. Un estudio interesante es el de Arteaga, Luna y Ojeda (2011) del Banco de la República de Colombia, quienes estiman un nivel de equilibrio de la cuenta corriente y sus implicancias en el tipo de cambio real en su país. Los autores emplean dos metodologías alternativas para hallar la norma de la cuenta corriente. La primera usa un modelo de datos de panel con efectos fijos y temporales para hallar las elasticidades de las determinantes de largo plazo de la cuenta corriente; y la segunda se basa en la teoría del suavizamiento del consumo. Una vez hallada estimada la norma de la cuenta corriente, los autores emplean el enfoque del balance macroeconómico para hallar el valor de las determinantes de largo plazo de la cuenta corriente de Colombia; vale decir, la cuenta corriente subyacente libre de fluctuaciones por medio de un vector de cointegración, en línea con lo sugerido por Isard (2007).

Finalmente, una combinación de los trabajos de Arteaga, Luna y Ojeda (2011) y el de Lee et.al (2008) es el Ojeda y Torres (2012), quienes estiman la cuenta corriente subyacente de Colombia siguiendo la metodología de los primeros autores pero en el caso de la cuenta corriente normativa lo hacen bajo el enfoque de los segundo autores. Con estos insumos, Ojeda y Torres (2012) estiman el TCRE entendido como aquel que permite el ajuste que se necesita para cerrar la brecha entre la cuenta corriente normativa y la subyacente.

Siguiendo la iniciativa de estimar estas relaciones estructurales en las cuentas externas usando datos propios de los países, Salazar y Cerezo (2011) analizaron el caso de Bolivia. Los autores evalúan cinco enfoques alternativos para determinar el TCRE en Bolivia en base a todos los métodos comentados anteriormente, junto con otros dos métodos propuestos: el enfoque Balassa-Samuelson y un modelo de equilibrio general dinámico. Entre los principales resultados, se demuestra que hubo una subvaluación cambiaria promedio de 4,1% en el 2010 con resultados distintos según la metodología empleada.

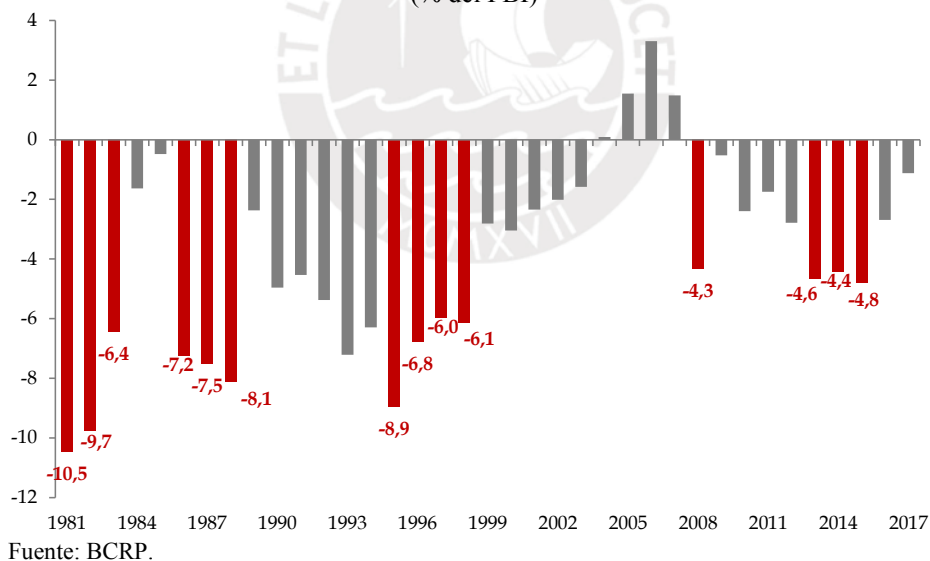
El método que se usa en este documento es utilizado en diversos estudios y las conclusiones enfatizan la importancia en la identificación de desbalances macroeconómicos como el producto bruto interno, o la inflación, y ver si los desalineamientos observados están en línea con los comportamientos de equilibrio con miras hacia el largo plazo. Dicho esto, nuestro estudio busca identificar el grado de desalineamiento en dos variables principales del sector externo, como lo son la cuenta corriente y el tipo de cambio real, y ver si estas se mueven correctamente según el comportamiento de sus determinantes.



### 3. HECHOS ESTILIZADOS

El déficit en cuenta corriente suele convertirse en un problema para los hacedores de política económica cuando estos enfrentan periodos de crisis. En el caso peruano, el gráfico 1 muestra los episodios en las que hemos tenido mayor déficit en cuenta corriente, y estos coincidieron con cuatro episodios marcados: i) la crisis de los 80's, ii) la crisis rusa entre 1998-2001, iii) la crisis hipotecaria subprime entre 2007-2008, y iv) en el periodo 2013-2015. En este último periodo se registró un déficit en cuenta corriente elevado por encima de 4% en cada año dado un contexto de menor impulso externo reflejado en una caída de los precios de exportación y por ende en los términos de intercambio, una desaceleración del crecimiento de los socios comerciales, particularmente de América Latina, que debilitó la dinámica del volumen de exportación, y el menor dinamismo de la demanda interna producto de la contracción en la inversión privada. Por estas razones, en adelante denominaremos a este último periodo como la crisis 2013-2015 ya que hubo una combinación de factores externos e internos que perjudicaron a la actividad económica y al balance de las cuentas externas.

**Gráfico 1: Balance en cuenta corriente**  
(% del PBI)



El gráfico 1 permite apreciar que la crisis de los 80's fue la más severa y duradera que tuvo el Perú, luego de lo vivido en la época de la Gran Depresión en los años 30's. Portocarrero (1989) desarrolla detalladamente los acontecimientos que ocurrieron en este periodo explicando las medidas adoptadas en los gobiernos de Fernando Belaunde (1980-1985) y Alan García (1985-1989). De manera resumida, Portocarrero (1989) destaca que en aquella época se tuvieron tres factores fundamentales que fueron el shock externo: (i) la caída de los términos de intercambio ante la reducción de las

cotizaciones de los principales productos de exportación de la economía peruana; (ii) el estancamiento del sector exportador por un clima poco atractivo inversiones para ampliar oferta exportable en los sectores minería e hidrocarburos ante la caída de los precios de materias primas; y (iii) los efectos de la crisis de la deuda latinoamericana, a partir de la crisis en México en 1982, que dificultó la capacidad de obtener nuevos financiamientos para cumplir con los compromisos y obligaciones del gobierno, y ello generó a que se opte por un replanteamiento en las políticas económicas mas no tuvieron éxito.

Respecto a las dos crisis posteriores, Rodriguez y Winkelried (2011) realizaron un trabajo que relata de manera concisa los efectos que tuvieron estas crisis en el Perú. Los autores mencionan que el primer episodio de crisis se caracterizó por una desaceleración del crecimiento mundial y un efecto de pánico financiero en los mercados internacionales, lo cual afectó la trayectoria de los términos de intercambio (particularmente al índice de precios de exportación) y una fuerte salida de capitales externos. Asimismo, la crisis rusa generó desbalances internos como una contracción sobre el gasto público y en la producción nacional, sumada a los efectos por el fenómeno El Niño. Por otra parte, el segundo episodio de crisis generó desbalances globales en muchas economías; sin embargo, la economía peruana salió menos afectada que sus pares regionales. En este episodio se registró un relevante influjo de capitales, una ganancia importante en términos de productividad respecto de los socios comerciales y una desdolarización de los créditos. Asimismo, Perú venía de tener un muy buen contexto internacional que incrementó de manera significativa los precios de las exportaciones y ayudó a que se implemente el Plan de Estímulo Fiscal, el cual se plasmó en un mayor gasto público para atenuar los efectos de la crisis.

En ese sentido, como lo señalan Arenas y Tuesta (1999b), en los periodos de crisis se observan un común denominador con los altos niveles de déficit en cuenta corriente y los autores se preguntaron si dado el tamaño del déficit, la moneda local sería vulnerable a los ataques especulativos, lo cual hace que los agentes económicos tomen medidas al respecto, en particular los hacedores de política económica por los efectos que se generan en el tipo de cambio real (TCR).

En la época de la crisis de los 80's, Arenas y Tuesta (1998a) mencionan que hubo una tendencia de depreciación del TCR en diferente periodos como 1979-1981, 1980-1983 y 1986-1987, pero también destacan que hubo una tendencia apreciatoria del TCR marcadas en diferentes etapas posteriores a las crisis como 1989-1991 y 1992-1996. Asimismo, Rodriguez y Winkelried (2011) mencionan que en el periodo de la crisis rusa, se registró una depreciación del TCR cercana al 11%; mientras que en el periodo de la crisis subprime, se registró una apreciación alrededor de 12%. ¿Qué explicó que se dieran resultados distintos más allá que la crisis experimentadas tuvieran distintos canales de transmisión? Una respuesta es el análisis de los fundamentos del TCR.

Respecto de este último punto, uno de los estudios más recientes es el de Tashu (2015) quien analiza los mecanismos del tipo de cambio real de equilibrio usando la metodología de cointegración, y otras alternativas como mínimos cuadrados modificados (FMOLS) y mínimos cuadrados dinámicos (DOLS). La hipótesis del autor era ver si los precios de exportación guardan una relación significativa con el tipo de cambio real, dado el contexto de boom de commodities; sin embargo, sus resultados señalan que no hay una relación significativa entre ambas variables ya que la moneda local no es un commodity currency. El autor menciona que el tipo de cambio es determinado por la productividad relativa entre transables y no transables<sup>2</sup>, y el gasto público.

En esa misma línea de análisis por fundamentos, uno de los primeros trabajos hechos para la economía peruana es el de Arenas y Tuesta (1998a), quienes desarrollan los factores que incidieron en la evolución del TCR durante la crisis de los 80's y la época de transición en los 90's. Por un lado, la tendencia depreciatoria se dio entre los años 1979-1981 y 1986-1987, por una disminución de los activos externos netos; y entre los años 1980-1983 y 1986-1987, por fuertes desbalances fiscales. Por otro lado, la tendencia apreciatoria se dio entre los años 1989-1991 por la aplicación del programa de estabilización para eliminar la hiperinflación; y entre los años 1992-1996, por un incremento de la productividad, una mejora en el déficit fiscal y un panorama más estable de los pasivos externos netos tras reducirse la deuda externa total. Finalmente, los autores grafican el TCR basado en sus fundamentos (mejor conocido como el TCR de equilibrio - TCRE) junto con el TCR observado para el periodo 1968-1996 y concluyen que el comportamiento del TCRE es coherente con los hechos acontecidos en la economía peruana para el periodo de análisis, pero se observan algunas brechas entre las trayectorias del tipo de cambio, particularmente entre 1983-1988, por los efectos del shock externo adverso y la crisis de la deuda.

Del mismo modo, Rodríguez y Winkelried (2011) hicieron un análisis similar de los fundamentos del TCR y entender qué factores incidieron en el cambio del TCR para las dos crisis posteriores. En el caso de la crisis rusa, la depreciación de 10,8% se explica por el incremento de los pasivos externos netos (7,6 p.p.) dada la fuerte salida de capitales externos, por la caída en los términos de intercambio (1,6 p.p.) por la desaceleración de la economía mundial y por la caída en la economía doméstica que alteró a la productividad relativa de Perú respecto de los socios comerciales y ello contribuyó en una mayor depreciación real (1,9 p.p.). En el caso de la crisis subprime, la mayor apreciación de 12,3% fue por el crecimiento de la productividad relativa (4,3 p.p.) y las reducciones de los pasivos externos netos (2,1 p.p.). Al igual que Arena y Tuesta (1999), los autores grafican el TCR en base a

---

<sup>2</sup> Se sigue la línea con el enfoque Balassa-Samuelson, el cual dice que el incremento en esta productividad relativa hará subir los salarios toda la economía, en el supuesto de trabajo es móvil entre los dos sectores, lo que resulta en un precio relativo más alto de los no transables (es decir, una apreciación real).

fundamentos y concluyen que no se han observado desalineamientos significativos; por tanto, la evolución TCR estaría operando bajo su rango de equilibrio.

Posteriormente, el BCRP en su Reporte de Inflación de 2015<sup>3</sup> actualizó el análisis del TCRE y estimó unos ligeros cambios en las elasticidades por la incorporación de nuevos datos, pero siempre conservando la magnitud. Los resultados se aprecian en el cuadro 1, donde la productividad relativa es la variable más importante, seguida del gasto público. A manera de ejemplo para entender la interpretación de este cuadro, supongamos que hay un incremento de la productividad relativa de Perú y por cada punto de crecimiento en la productividad relativa, el tipo de cambio real se aprecia. Adicionalmente, el BCRP mencionó que el TCR se encontraba en su nivel promedio de equilibrio por estar dentro de las bandas de confianza.

**Cuadro 1: Elasticidades promedio estimadas de los fundamentos del TCR**

Variables	Elasticidad
Productividad relativa Perú / Socios	-0,5
Términos de intercambio	-0,1
Ratio de gasto público	-0,2
Apertura comercial	-0,0

Fuente: BCRP (Reporte de Inflación – Diciembre 2015).

Nota: las elasticidades miden el cambio en el TCR por cada punto de cambio en uno de sus fundamentos.

No obstante, el gráfico 1 señalaba que entre el 2013-2015 había un déficit en cuenta corriente por encima de 4% del PBI, y ello implicaba un riesgo para la economía pues era un porcentaje elevado. Esto último refuerza nuestra idea de que el país vivió un periodo de crisis. De ser así, deberían reflejarse cambios en el tipo de cambio real y podría no estar en equilibrio, puesto que se observa que no hay un equilibrio externo por el lado de la cuenta corriente. Recordemos que en la crisis el contexto macroeconómico de la crisis 2013-2015 fue caracterizado como uno en donde el impulso externo fue perdiendo dinamismo, en línea con la desaceleración de la actividad económica de los socios comerciales, principalmente los países de América Latina. Al mismo tiempo, los precios de materias primas bajaron considerablemente sus cotizaciones y afectó a los términos de intercambio. El efecto conjunto de este contexto adverso se transmitió en una caída de nuestras exportaciones totales, una menor demanda interna ante la caída de la inversión privada, y por tanto, en un ajuste del PBI que pasó de crecer en promedio 7% entre el 2010-2012 a 3,8% en promedio entre el 2013-2015.

Otro modo de corroborar la existencia de la crisis 2013-2015 es mediante el índice de presión depreciatoria, desarrollado en un estudio de APOYO Consultoría (2013) tomando como base el

<sup>3</sup> Versión publicada del Reporte de Inflación (diciembre 2015).

trabajo de Kaminsky y Reinhart (1999) para detectar turbulencias en el mercado de moneda local. Este indicador considera la variación en el tipo de cambio nominal y la variación en las reservas internacionales netas, y así considerar la posible intervención del Banco Central en orden de moderar la volatilidad del tipo de cambio. De forma algebraica, el indicador se mide de la siguiente forma:

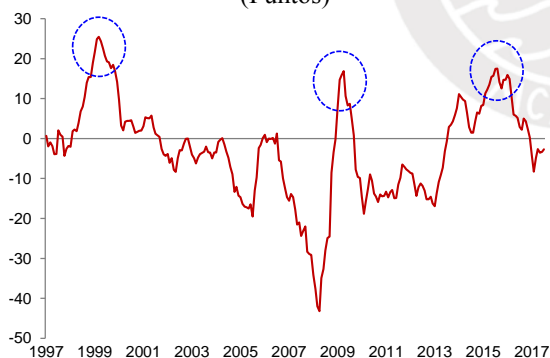
$$\text{Presión Depreciatoria} = dTC + \alpha \cdot dRIN$$

Donde:

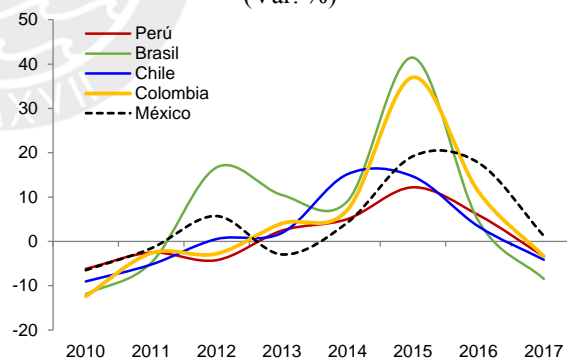
- **dTC** es el cambio porcentual del tipo de cambio nominal,
- **dRIN** es el cambio porcentual de las Reservas Internacionales Netas y
- **$\alpha$**  es la desviación estándar del tipo de cambio dividido con la desviación estándar de las reservas intencionales. Se considera  $\alpha = 0,37$ .

El gráfico 2 muestra el resultado de la aplicación de este indicador y se puede apreciar que tanto en el periodo de la crisis rusa y el de la crisis subprime, el indicador llegó a su tope de depreciación del tipo de cambio; y adicionalmente, señala un tope adicional en el periodo 2013-2015. Por otra parte, el gráfico 3 muestra la variación del tipo de cambio nominal entre las moneda local de cada país en mención respecto de dólar y en este se observa que entre el 2014 y 2015, los países de la región depreciaron más sus monedas.

**Gráfico 2: Índice de presión depreciatoria**  
(Puntos)



**Gráfico 3: Tipo de cambio nominal**  
(Var. %)



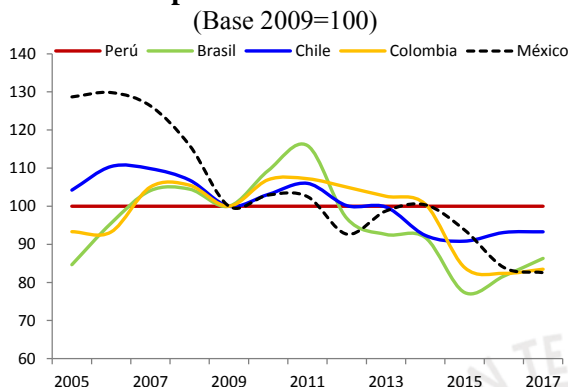
Fuente: BCRP, APOYO Consultoría, Estimación propia.

Por tanto, este indicador de presión depreciatoria, junto con el contexto macroeconómico, nos dice que tenemos un déficit de cuenta corriente elevado, y que nuestra moneda es más cara respecto de nuestros pares regionales, lo que refuerza la teoría de que el país vivió una crisis entre el 2013-2015. Asimismo, el gráfico 3 nos da la señal que habría un desalineamiento cambiario puesto que nuestra moneda no se movió como sí lo hicieron las de los otros países de la región. Esto representa una dificultad para el país ya que la respuesta de política monetaria que tuvieron los bancos centrales de los países de la región con sus monedas locales, a diferencia del nuestro, hizo que nuestra moneda

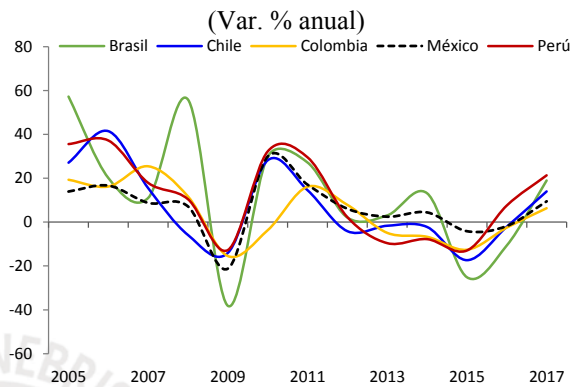


pierda competitividad y sea más costosa respecto a las otras. Dicho en otras palabras, la menor depreciación de nuestro tipo de cambio en el periodo 2013-2015 restó competitividad a nuestras exportaciones; mientras que la mayor depreciación en los otros países ayudó a que sus exportaciones crezcan a un mejor ritmo y se ubiquen por encima de las de Perú. Los gráficos 4 y 5 reflejan lo mencionado en las últimas líneas anteriores.

**Gráfico 4: TCR bilateral de Perú respecto de los países latinoamericanos<sup>1</sup>**



**Gráfico 5: Exportaciones totales de países latinoamericanos<sup>1</sup>**



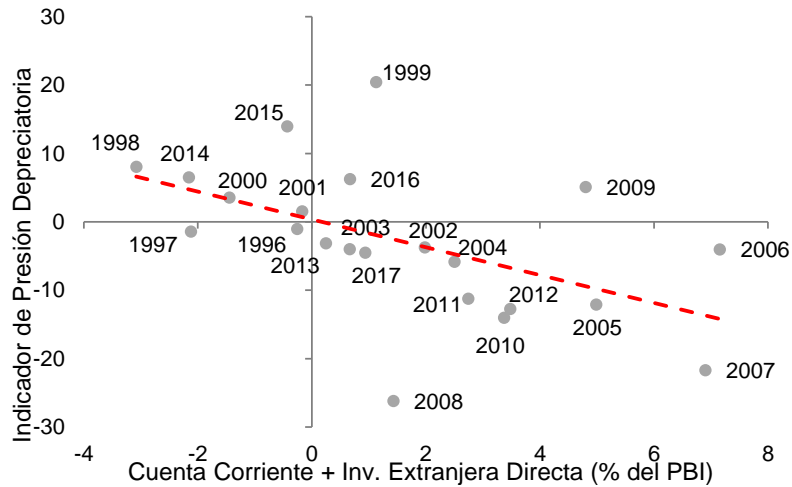
1/ Un índice mayor a 100 indica subvaluación relativa al período base y uno menor a 100 señala sobrevaluación relativa.

Fuente: BCRP, Bancos centrales de países de la región.

Para entender un poco más la importancia de sobre la mayor depreciación requerida en el país, el estudio de APOYO Consultoría (2013) menciona que la variable que está más estrechamente relacionada con la presencia e incrementos del índice de presión cambiaria es la suma de la cuenta corriente y la inversión extranjera directa (IED). En particular, la IED representa el canal de financiamiento de la cuenta corriente por medio de con capitales privado, y ello facilita y libera a que el país no requiera de optar un financiamiento a través de la deuda. En otras palabras, si la suma entre la cuenta corriente y la IED es negativa es un hecho que preocupa al país porque tendría que recurrir a otros medios como capitales de corto plazo, deuda pública o reservas internacionales para poder financiar el alto déficit.

El gráfico 6 muestra cómo la relación entre el índice de depreciación cambiaria con la suma entre la cuenta corriente y la IED, y se desprende que en los periodos donde hubieron las crisis mencionadas coinciden con el cuadrante que tiene mayor índice de depreciación cambiaria y resultados negativos entre la cuenta corriente y la IED.

**Gráfico 6: Relación entre la Cuenta Corriente + Inversión Extranjera Directa y el Indicador de Presión Depreciatoria**



Fuente: BCRP, APOYO Consultoría, Estimación propia.

Con estas evidencias, podemos preguntarnos si los desalineamientos en el tipo de cambio deterioran a la cuenta corriente corriente. Dado el elevado déficit en cuenta corriente (mayor a 4% del PBI) registrado durante la crisis 2013-2015, ¿realmente el tipo de cambio real estará en su nivel de equilibrio? La hipótesis del presente trabajo es que hay un desalineamiento cambiario el cual debe ser corregido y ello nos llevará a un nuevo nivel de equilibrio pensando en ajustar el déficit en cuenta corriente del periodo 2013-2015. En otras palabras, de haber un ajuste cambiario encontraríamos un nuevo nivel de tipo de cambio real de equilibrio y este debe ser compatible con los objetivos de equilibrio interno y externo a los que se desee llegar. Cabe destacar que el gráfico 2 también muestra que el índice de presión depreciatoria bajó su nivel a partir de 2016 hasta la fecha, en línea con el mejor contexto externo que se presentó a partir del segundo semestre del 2016 y una demanda interna con lenta recuperación. ¿Significaría esto un ajuste en el TCRE?

#### 4. EL MODELO

La cuenta corriente está ligada a las decisiones intertemporales de los agentes económicos y puede ser representada como la variación de activos netos de un país respecto del exterior (De Gregorio, 2007). En particular, cuando un país tiene un saldo positivo de cuenta corriente se interpreta que este está prestando recursos al resto del mundo; y si fuese negativo, el país se está endeudando con el resto. El interés con esta definición es saber si un país puede tener déficits permanentemente o en periodos prolongados previa evaluación de los efectos que ello podría generar, ya que un país no puede acumular riquezas por siempre dada las implicancias que se tiene con la actividad económica mundial, como tampoco puede acumular deuda eternamente pues la economía enfrentaría problemas de sostenibilidad y solvencia.

En ese sentido, siguiendo a De Gregorio (2007), definimos al déficit en cuenta corriente<sup>4</sup> como la representación de su restricción presupuestaria intertemporal:

$$DDC_t = D_{t+1} + D_t = -XN_t + r^* D_t \quad (1)$$

donde  $D_t$  describen a los pasivos externos neto de una economía a principios del periodo  $t$ , y también puede ser definido como deuda externa, los cuales pagan una tasa de interés internacional  $r^*$ . Por otra parte,  $XN_t$ <sup>5</sup> definen a las exportaciones netas en el periodo  $t$ . Con ello se obtiene la siguiente ecuación

$$D_t(1 + r^*) = D_{t+1} + XN_t \quad (2)$$

Esto último significa que el pago total por los pasivos, entendido como los pasivos iniciales más los intereses, se debe financiar con superávit comercial (exportaciones netas) adicionando la nueva deuda que se contrae al final del periodo para cubrir la diferencia restante. Con esta acotación integramos hacia adelante la restricción presupuestaria de la ecuación (2) de la siguiente forma:

$$D_t(1 + r^*) = XN_t + \frac{XN_{t+1}}{1+r^*} + \frac{XN_{t+2}}{(1+r^*)^2} + \frac{XN_{t+3}}{(1+r^*)^3} + \dots + \frac{D_{t+n}(1+r^*)}{(1+r^*)^n} \quad (3)$$

Hacia el infinito, los individuos pagan su deuda, lo que significa que en valor presente de esta es cero; por tanto, si la ecuación (3) tiende al infinito, el término  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{D_{t+n}(1+r^*)}{(1+r^*)^n}$  debiera ser igual cero, y da como resultado final la siguiente expresión:

$$D_t(1 + r^*) = \sum_{s=0}^{\infty} \frac{XN_{t+s}}{(1+r^*)^s} \quad (4)$$

<sup>4</sup> Déficit en cuenta corriente se denota como  $DDC_t$  y saldo o balance en cuenta corriente se denota como  $CC_t = -DDC_t$ .

<sup>5</sup> Las exportaciones netas  $XN$  se definen como la diferencia entre exportaciones ( $X$ ) menos importaciones ( $M$ ).

La ecuación (4) nos dice que si un país tiene hoy una deuda grande como producto de los elevados déficits en cuenta corriente que tuvo en el pasado, este debe ser igual al valor presente de las futuras exportaciones netas, y esto implica el requerimiento en valor presente de elevados montos de superávit comercial.

Si establecemos una relación intuitiva con los determinantes de la cuenta corriente, podemos representarlo con un modelo convencional de flujos de comercio, por lo que dependería de las elasticidades de la demanda de importaciones, de la demanda de los socios comerciales hacia nuestras exportaciones y del tipo de cambio real. Con todo lo mencionado anteriormente y en base a la especificación estándar que se desarrolla en el modelo de Mundell-Fleming tenemos la siguiente relación:

$$CC_t = f(TCR, Y, Y^s, TI) + r^*D \quad (5)$$

Donde el balance en cuenta corriente ( $CC$ ) está en base a las determinantes de la balanza comercial como tipo de cambio real ( $TCR$ ), PBI local ( $Y$ ) y PBI de socios comerciales ( $Y^s$ ), y se le adiciona la deuda internacional neta del país. Así, como lo detallan Ferreyra y Herrada (2003), la ecuación (5) recoge la característica de que la cuenta corriente depende del tipo de cambio real, de la demanda interna y externa, del servicio de la deuda y de las transferencias. Esto se demuestra re-expresando la expresión (5) en términos más prácticos, para lo cual podemos partir de la identidad del PBI de una economía nacional, bajo el supuesto de que esta economía produce un bien homogéneo que tiene un precio  $P$  y el mundo produce otro bien, y que la economía nacional importa a un precio mundial  $P^*$ . Finalmente, si llevamos la expresión a moneda local, por el tipo de cambio nominal  $e$ , el precio final será  $eP^*$ . Así tenemos:

$$PY = P(C + I + G + X) - eP^*M \quad (6)$$

Y en términos de bienes nacionales, la ecuación (6) se expresa como:

$$Y = C + I + G + X - qM \quad (7)$$

Siendo  $XN = X - qM$  las exportaciones netas y  $q$  el tipo de cambio real. Siguiendo el trabajo de Goldstein y Khan (1985) para economías emergentes, expresamos la demanda de exportaciones ( $X$ ) e importaciones ( $M$ ) en base a sus principales determinantes y las relaciones que guardan:

$$X = X[q(+), Y^s(+)] \quad (8)$$

$$M = M[q(-), Y(+)] \quad (9)$$

$$XN = X[q, Y^s] - qM[q, Y] \quad (10)$$

La expresión (10) captura el efecto volumen de las exportaciones netas donde estas se elevarán ante un incremento del PBI de socios comerciales, disminuirá ante el incremento del PBI local y, asumiendo la condición Marshall-Lerner<sup>6</sup>, se eleva ante un incremento del tipo de cambio real. Finalmente, para capturar el efecto valor de la balanza comercial, pre multiplicamos el volumen de exportación y el de importación por sus respectivos precios, los cuales influyen a su vez en el pago de factores al exterior capturados en la variable  $r^*D$  de la expresión (5), y obtenemos la siguiente expresión:

$$XN = P_x \cdot X[q, Y^s] - P_M \cdot qM[q, Y] \quad (11)$$

Por lo tanto, la expresión (11), junto con el enunciado de la ecuación (1), muestra en términos prácticos la relación establecida en la expresión (5) sobre cuáles son las determinantes de la cuenta corriente y los signos que la acompañan al momento de presenciarse choques en el ciclo económico. Dicho de otro modo, se puede apreciar que la ecuación (5) refleja la reacción de la cuenta corriente en términos nominales ante los choques de tres efectos económicos: el efecto de los precios externos, el efecto de la demanda externa e interna y el efecto de la competitividad en precios con otros países.




---

<sup>6</sup> Esta establece que, si se lleva a cabo una devaluación de una moneda en valor absoluto, para que esta tenga un impacto positivo en la balanza comercial, se ha de cumplir que la suma de las elasticidades precios de las importaciones y las exportaciones ha de ser superior a 1. En otras palabras, una devaluación del tipo de cambio significa una reducción de los precios en las exportaciones y por lo tanto el aumento de su demanda externa, al mismo tiempo que los precios de las importaciones aumentarán y su demanda interna disminuirá.

## 5. LA BASES DE DATOS

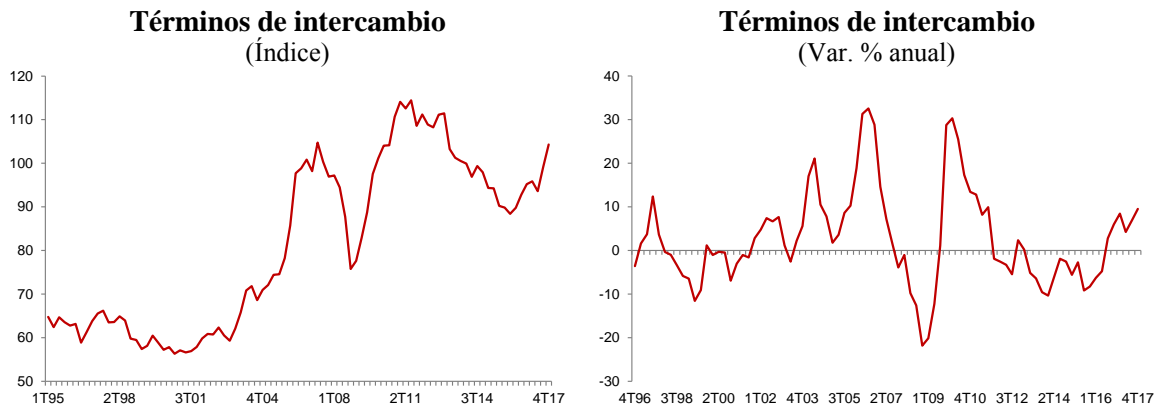
La elección de variables a emplear en el presente estudio, tomando como horizonte de análisis el periodo 1996-2017, proviene principalmente de dos trabajos, el de Arteaga, Luna y Ojeda (2011) para la cuenta corriente subyacente (CCS) y el cálculo del tipo de cambio real de equilibrio, y el de Lee et.al (2008) para la cuenta corriente normativa (CCN). Asimismo, la elección de las variables está en línea con el modelo teórico. Los datos de Perú provienen del Banco Central de Reserva (BCRP), y también de otras instituciones como el Fondo Monetario Internacional (FMI) y Bloomberg para el cálculo de los socios comerciales de Perú; no obstante, la frecuencia de datos es diferente para cada tipo de cuenta corriente a estimar. Para el caso de la CCS, emplearemos datos en frecuencia trimestral para ser llevado a una estimación con métodos econométricos de series tiempo; y en el caso de la CCN, usaremos datos en frecuencia anual.

### 5.1 Variables para la cuenta corriente subyacente

Arteaga, Luna y Ojeda (2011) estiman la CCS para el caso colombiano empleando cuatro variables definidas como las determinantes, y dado que Perú es un país similar a Colombia en lo que respecta a su estructura comercial, se espera encontrar resultados similares con lo hallado por los autores colombianos. Con datos de Perú, las variables son las siguientes:

- **Términos de intercambio (TI):** se espera encontrar una relación positiva; no obstante, el resultado es ambiguo, ya que no se ve a simple vista qué componente de los TI tuvo más peso en la trayectoria, los precios de exportación o los precios de importación, y esto dependerá de cómo reaccionó la balanza comercial durante la muestra. El gráfico 7 muestra la trayectoria de los términos de intercambio que fue creciendo a buen ritmo hasta el periodo de la crisis subprime que generó la mayor caída desde que se tiene registro, pero luego de ello se recuperaron y finalmente entre el 2012-2015 se mostraron en terreno negativo.

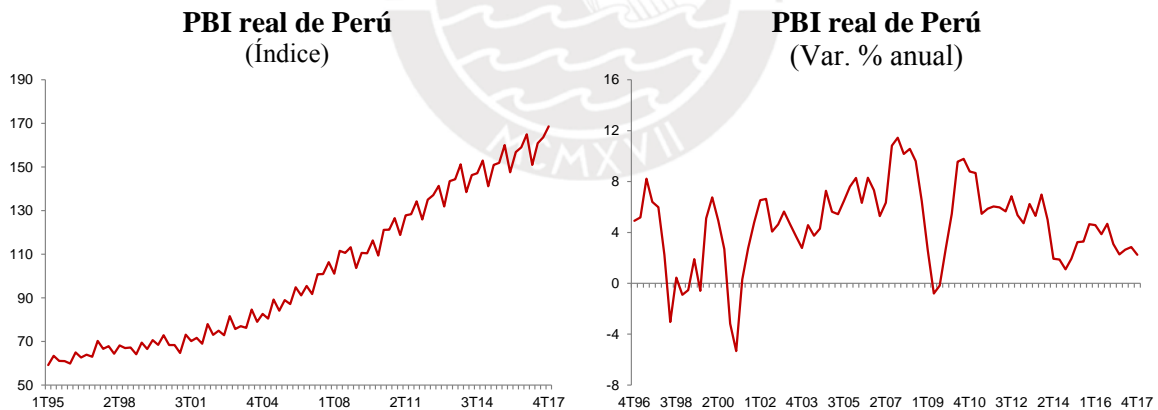
**Gráfico 7**



Fuente: BCRP.

- **PBI de Perú (Y):** la relación sugerida por la literatura es negativa dado que un incremento en el PBI local se expresaría en un crecimiento del volumen de importación asociado al mayor dinamismo de demanda interna, bien sea por consumo o por inversión. Esto implica que se generaría un mayor déficit comercial y, por tanto, un mayor déficit en cuenta corriente. El gráfico 8 muestra que nuestro PBI presenció sus caídas más notables en los periodos de crisis internacionales y un menor dinamismo entre el 2013-2015 por la caída de la inversión privada.

**Gráfico 8**

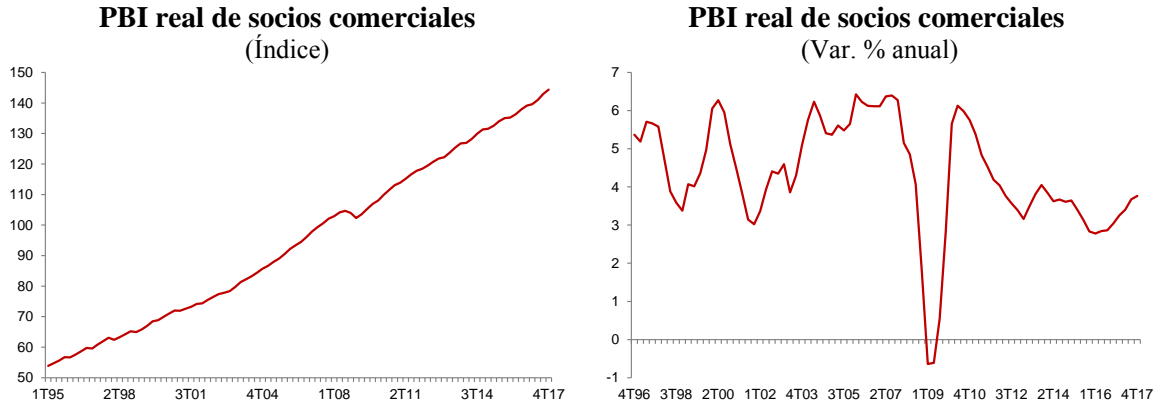


Fuente: BCRP.

- **PBI real de Socios Comerciales (YS):** según la literatura, la relación que guarda esta variable con la cuenta corriente es positiva debido a que un incremento en el PBI de los socios (expresado como una mayor demanda externa) eleva el volumen de exportaciones, particularmente de los productos no tradicionales. Este efecto se traduce en una mejora en el nivel del saldo comercial siendo este menos deficitario y contribuye en la reducción del déficit en cuenta corriente. El gráfico 9 muestra como en la etapa de la crisis subprime, el

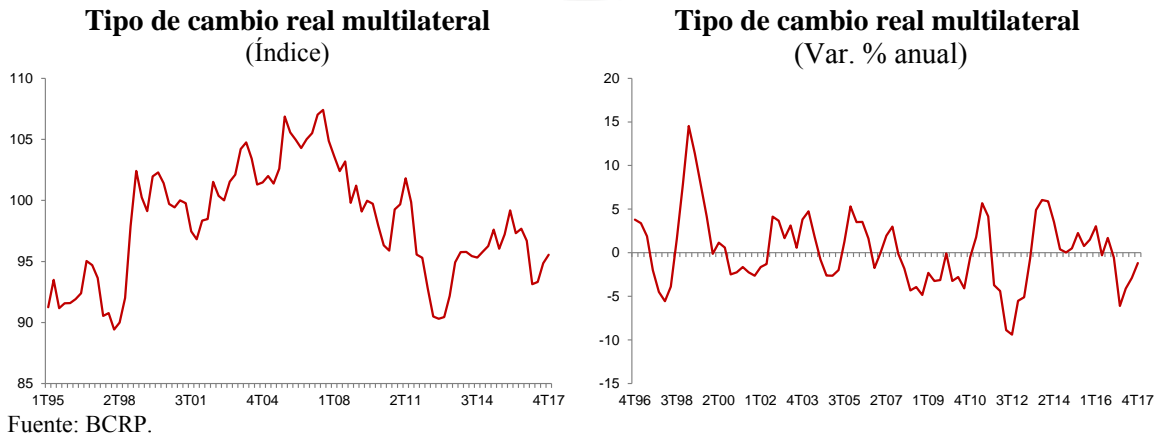
PBI de los socios cayó a sus niveles más bajos ante la desaceleración económica en EE.UU. y en la Eurozona; y posteriormente, entre el 2013-2016, por la desaceleración en América Latina.

**Gráfico 9**



- **Tipo de cambio real multilateral (TCRM):** se espera encontrar una relación positiva. Un incremento de esta variable, explicado por una depreciación de la moneda local mejora las exportaciones netas haciéndolas más competitivas, sobretodo en productos no tradicionales. Esto permite mejorar el saldo de la balanza comercial y así reducir el nivel de cuenta corriente. El gráfico 10 muestra el comportamiento histórico del TCRM, que al igual que el índice de presión depreciatoria, se alcanzaron picos de depreciación en los periodos de crisis.

**Gráfico 8**

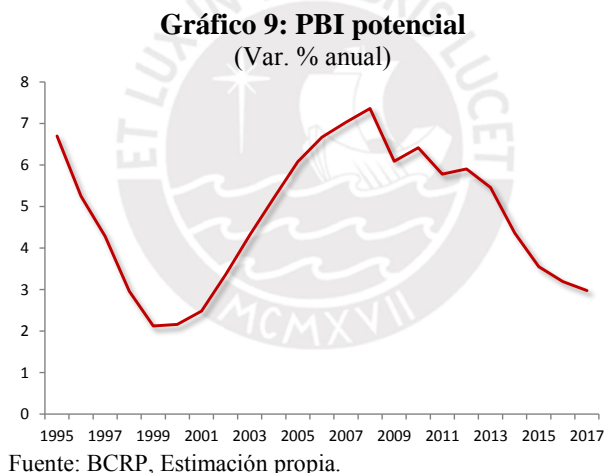




## 5.2 Variables para la cuenta corriente normativa

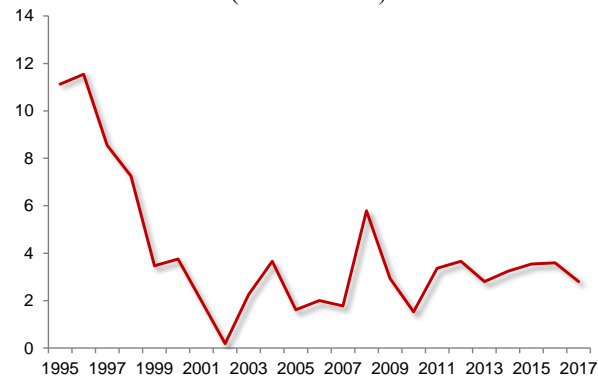
Siguiendo la propuesta hecha por Lee et.al (2008), los hacedores de política económica deciden cuál será la meta de déficit en cuenta corriente que se debe alcanzar para cada año en base a los niveles de equilibrio de un conjunto de variables de política que son claves para mantener la estabilidad macroeconómica.

- **Tasa de crecimiento del PBI potencial ( $g$ ):** el producto potencial se expresa como la cantidad de bienes y servicios que una economía puede llegar a producir bajo la condición de que todos factores y recursos operen en su máxima capacidad (Céspedes, 2015). En el caso peruano, luego de alcanzar un auge durante la época de boom de materias prima, el potencial se redujo por los efectos de la crisis financiera subprime ante la caída en los términos de intercambio, la reducción en la inversión extranjera directa y de incrementos en las tasas de interés internacionales. El gráfico 9 muestra cómo fue el comportamiento del crecimiento del PBI potencial, y en la actualidad se ubica alrededor de 3%.



- **Tasa de inflación ( $\pi$ ):** es el aumento generalizado del nivel de precios, que en el caso peruano, se refiere a los precios del consumidor. Cuando el nivel de precios se eleva, con cada unidad de moneda obtienen menor cantidad de bienes y servicios. En otras palabras, la inflación genera una disminución del poder adquisitivo de la moneda local, y según la regla de Taylor, los efectos en la inflación pueden alterarse por movimientos en el tipo de cambio. El gráfico 10 permite apreciar cómo fue la dinámica de la inflación y hacia adelante se espera que opere dentro del rango meta establecido por el BCRP.

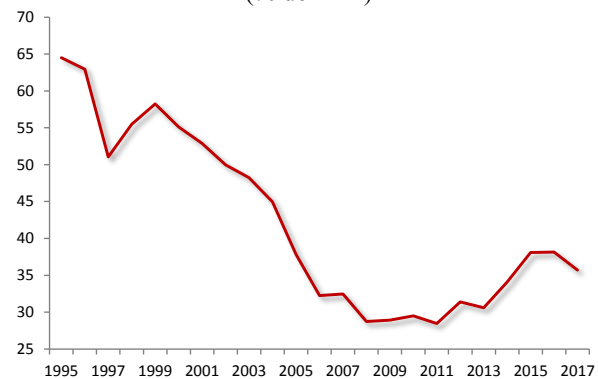
**Gráfico 10: Inflación**  
(Var. % anual)



Fuente: BCRP.

- **Posición inversión internacional (b):** Según el FMI, esta variable registra la tenencia de activos y pasivos financieros de una economía bajo la forma de fondos de préstamos, depósitos o inversiones. En el caso peruano, la mayor concentración se da en la composición de pasivos entre los que se consideran los Bonos y deuda externa total pública y privada, la inversión extranjera directa y participación de capital de empresas privadas. Para fines más prácticos, este estudio considerará como variable principal de análisis a la deuda externa total ya que es la que tiene mayor importancia para el seguimiento y toma de decisiones de los agentes económicos. El gráfico 11 muestra cómo la deuda externa, como porcentaje del PBI, disminuyó considerablemente de 60% en 1995 a 28,2% en 2011, pero luego volvió a crecer a un porcentaje por encima de 38% en 2015 a raíz de la coyuntura económica que se vivió en el periodo 2013-2015. El objetivo de la política económica es reducir el incremento de la deuda externa dado el efecto directo y positivo que tiene con la cuenta corriente.

**Gráfico 11: Deuda externa**  
(% del PBI)



Fuente: BCRP.

Finalmente, los cuadros 2 y 3 muestran las estadísticas descriptivas de cada una de las series que se utilizarán en las estimaciones de la cuenta corriente subyacente y normativa

**Cuadro 2: Estadísticas descriptivas de variables para la cuenta corriente subyacente**

	Observaciones	Media	Mediana	Desv. Estándar	Mínimo	Máximo
<b>Déficit en cuenta corriente</b> (% del PBI)	92	2,76	2,64	3,07	-6,07	10,07
<b>Tipo de cambio real multilateral</b> (Índice 2009=100)	92	98,1	98,4	4,6	89,4	107,4
<b>Términos de intercambio</b> (Índice 2007=100)	92	81,7	80,6	19,3	56,3	114,4
<b>PBI de Perú</b> (Índice 2007=100)	92	101,5	91,4	34,0	59,2	168,7
<b>PBI de Socios Comerciales</b> (Índice 2007=100)	92	95,3	94,0	27,1	53,9	144,4

Fuente: BCRP, Bloomberg, elaboración propia.

**Cuadro 3: Estadísticas descriptivas de variables para la cuenta corriente normativa**

	Observaciones	Media	Mediana	Desv. Estándar	Mínimo	Máximo
<b>Déficit en cuenta corriente</b> (% del PBI)	23	2,74	2,71	2,87	-3,31	8,94
<b>PBI potencial de Perú</b> (Var. % anual)	23	4,77	5,20	1,66	2,13	7,36
<b>Inflación</b> (Porcentaje)	23	4,02	3,37	2,94	0,19	11,55
<b>Deuda externa total de Perú</b> (% del PBI)	23	42,15	38,09	11,95	28,47	64,49

Fuente: BCRP, elaboración propia.

## 6. RESULTADOS

Para poder estimar la cuenta corriente subyacente y la cuenta corriente normativa, realizaremos dos metodologías distintas, en base a los dos estudios más importantes que se señalaron en la introducción, los cuales tienen como finalidad determinar cuál es la tasa óptima del balance en cuenta corriente que la economía peruana debe intentar mantener.

Para este primer objetivo, es vital ver el comportamiento estructural de la cuenta corriente, libre de fluctuaciones cíclicas generadas por sus determinantes, y ver qué tan alejado estuvo de su nivel observado en el periodo 1995-2017. Esto es lo que Arteaga, Luna y Ojeda (2012) logran mostrar en su estudio para Colombia usando la metodología de cointegración y así obtener un vector de corrección de errores que capture los coeficientes, en nuestro caso elasticidades, de la cuenta corriente con sus determinantes para luego graficar el componente subyacente o estructural de la cuenta corriente.

Otra forma de ver esta brecha es comparando el nivel observado de la cuenta corriente con el nivel meta que se hubiese alcanzado en base a las metas propuestas por el Gobierno en un grupo de variables macroeconómicas claves para mantener la credibilidad y estabilidad en el país. Este el análisis que compilan Lee et.al (2008) en base al trabajo hecho por el CGER (2006) para obtener una regla contable y así establecer una meta de la cuenta corriente que sea consistente con las metas de otras variables.

### 6.1 Estimación de la cuenta corriente subyacente (CCS)

Siguiendo a Arteaga, Luna y Ojeda (2012), y similar a lo realizado por Isard (2007), los autores emplean la metodología de cointegración para poder hallar una relación de largo plazo entre la cuenta corriente y sus determinantes. En general, decimos que un conjunto de variables integrado de orden 1,  $I(1)$ , cointegra cuando hay una combinación lineal de las mismas que es estacionaria o integrado de orden 0,  $I(0)$ .

Dicho es términos más formales, y siguiendo la teoría desarrollada en Hayashi (2000), si consideramos dos series integradas  $y_t \sim I(1)$  y  $x_t \sim I(1)$ , se dice que estas series cointegran si es que existe entre ellas una combinación lineal estacionaria tipo  $e_t = y_t - \gamma x_t \sim I(0)$ , dando paso al cálculo del vector  $\beta = [1, -\gamma]'$  que se conoce como vector de cointegración. Esta definición se puede extender a casos de análisis multivariado, en el que un vector de dimensión  $n \times 1$ ,  $y_t \sim I(1)$  tendrá elementos que cointegran si es que existe un vector  $\beta$ , también de dimensión  $n \times 1$ , tal que  $e_t =$

$\beta' y_t \sim I(0)$ . Dado que nuestro interés está en encontrar los multiplicadores de largo plazo para la cuenta corriente, o entiéndase elasticidades, podemos considerar la siguiente ecuación:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \theta x_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Donde  $\varepsilon_t$  es un ruido blanco y  $|\phi| < 1$ , y esta ecuación es un caso particular de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos. Cabe indicar que es posible incorporar rezagos de  $x_t$  y rezagos adicionales de  $y_t$ ; no obstante, las conclusiones principales del análisis no se verían afectadas. Por tanto, el multiplicador de largo plazo (MLP) viene representado por la ecuación (13) y mide el efecto de un cambio permanente en  $x_t$  que tendrá sobre  $y_t$  en el largo plazo.

$$\gamma = \frac{\theta}{1-\phi} \quad (13)$$

El punto clave del uso de la metodología de cointegración es estimar un modelo de corrección de errores (MCE) que nos permita hacer inferencia obteniendo un proceso estacionario. Previamente, se debe obtener la ecuación de cointegración, la cual se obtiene con unas transformaciones de las ecuaciones anteriores y utilizando el operador de rezago  $L$ .

$$\begin{aligned} (1 - \phi L)y_t &= \frac{\theta}{1 - \phi} (1 - \phi L)x_t - \frac{\phi\theta}{1 - \phi} \Delta x_t + \varepsilon_t \\ (1 - \phi L)y_t &= \gamma(1 - \phi L)x_t - (1 - \phi L)e_t \end{aligned} \quad (14)$$

En la ecuación (14) se observa la presencia del MLP y este permite explorar la idea de cointegración de manera más sencilla. Si  $x_t \sim I(1)$ , entonces por definición  $\Delta x_t \sim I(0)$ , y dado que  $|\phi| < 1$ , y que  $\varepsilon_t \sim I(0)$ , se concluye que  $e_t \sim I(0)$ . Así,  $y_t \sim I(1)$  pues es igual a la suma de un término  $I(1)$ , dado por  $\gamma x_t$ , más un término  $I(0)$ , dado por  $e_t$ . La fuente de no estacionariedad de  $y_t$  es claramente la relación dinámica que esta guarda con  $x_t$ . Se verifica que  $e_t = y_t - \gamma x_t \sim I(0)$ , por lo que  $y_t$  y  $x_t$  cointegran en un vector de cointegración  $[1, -\gamma]'$ , dado que la cointegración elimina la tendencia común que existe en ambas variables. Esto nos da paso a la estimación del MCE, el cual se calcula sumando un componente negativo a ambos lados de la ecuación (12) y haciendo algunas operaciones

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= \phi y_{t-1} - y_{t-1} + \theta x_{t-1} + \theta x_t - \theta x_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta y_t &= (\phi - 1) \left[ y_{t-1} - \frac{\theta}{1 - \phi} x_{t-1} \right] - \theta \Delta x_t + \varepsilon_t \\ \Delta y_t &= \alpha (y_{t-1} - \gamma x_{t-1}) + \pi \Delta x_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (15)$$

La ecuación (15) represente el MCE, donde  $\alpha = \phi - 1$ ,  $\gamma$  es el MLP y  $\pi = -\theta$ , y no es otra cosa más que una ecuación que expresa a  $\Delta y_t$  (y sus eventuales rezagos) en función de  $\Delta x_t$  (y sus eventuales rezagos) y de  $e_{t-1} = y_{t-1} - \gamma x_{t-1}$ . Una característica muy conveniente de la representación MCE es que solamente conserva variables estacionarias como  $\Delta y_t$ ,  $\Delta x_t$  y  $e_t$ , dando paso a un proceso de inferencia con variables que ya son  $I(0)$ . Si se considera que  $\bar{y}_t = \gamma x_t$  es el valor de largo plazo (o de equilibrio) de  $y_t$ , entonces  $e_t = y_t - \bar{y}_t$  sería el desvío del valor observado y el valor de largo plazo; vale decir, un desequilibrio. Por tanto, la cointegración indica que estos desvíos son transitorios  $e_t \sim I(0)$  con media cero y el MCE explica cómo  $y_t$  reacciona para poder mantener la cointegración con  $x_t$ .

Cuando se usa la metodología de cointegración se suele trabajar bajo un enfoque multivariado y esto le resta puntos al enfoque propuesto por Engle y Granger (1987) cuya desventaja es que solo puede lidiar con una relación de cointegración. Por esta razón, es conveniente generalizar el método para dar paso a la presencia de un número arbitrario de  $r < n$  relaciones de cointegración. En términos más formales, consideremos el siguiente modelo  $VAR(p)$  en niveles:

$$y_t = c + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \Phi_3 y_{t-3} + \dots + \Phi_{p-1} y_{t-p+1} + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Y luego expresamos la ecuación (16) como un  $VAR(p-1)$  en diferencias sumándole un término.

$$\Delta y_t = c + \Pi y_{t-1} + \pi_1 \Delta y_{t-1} + \pi_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \pi_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

Donde en esta última expresión  $\pi_s = -(\Phi_{s+1} + \Phi_{s+2} + \dots + \Phi_p)$  para  $s = 1, 2, \dots, p-1$  y  $\Pi = -(I_1 - \Phi_1 - \dots - \Phi_p)$ . Ahora el análisis se centra en el rango de la matriz  $\Pi$ , puesto que si la ecuación (16) fuese una ecuación escalar ( $n = 1$ ),  $\Pi = 0$  tendría una relación con  $y_t \sim I(1)$ , mientras que si  $\Pi < 0$  mantendría el caso de  $y_t \sim I(0)$ . Por tanto, si el  $rango(\Pi) = r < n$  ( $h = n - r$ ), entonces las variables del VAR son  $I(1)$  y cointegran, lo cual permite descomponer a la matriz  $\Pi$  como  $\Pi = \alpha \beta'$ , donde  $\alpha$  y  $\beta$  son matrices de orden  $n \times r$ , y en  $\beta$  están contenidos los  $r$  vectores de cointegración del sistema. En otras palabras,  $e_t = \beta' y_t \sim I(0)$  es un vector que tiene  $r$  relaciones de cointegración o errores estacionarios y cuando  $r < n$ , la ecuación (17) toma la forma de un MCE vectorial (VECM), el cual involucra solo series estacionarias y describe la dinámica que sigue  $y_t$  para preservar la cointegración. Esta última expresión toma la siguiente forma:

$$\Delta y_t = c + \alpha \beta' y_{t-1} + \pi_1 \Delta y_{t-1} + \pi_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \pi_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Una vez presentada el accionar de la metodología econométrica, procedemos con la estimación de la CCS. En primer lugar, procedemos a desestacionalizarlas usando el programa Census X12<sup>7</sup> y luego realizamos pruebas de raíz unitaria con el fin de demostrar que son de orden (1), vale decir, las series en niveles no son estacionarias, y efectivamente el cuadro 4 nos muestra que, según diferentes pruebas, las series no son estacionarias.

#### Cuadro 4: Pruebas de raíz unitaria

(Valores probabilísticos)

<b>Augmented Dickey - Fuller</b>			
	<b>Con intercepto</b>	<b>Intercepto y tendencia</b>	<b>Ninguno</b>
Cuenta corriente	0,2479	0,6530	0,0448
Tipo de cambio real multilateral	0,2263	0,5386	0,6755
Términos de intercambio	0,7180	0,4836	0,8632
PBI de Perú	0,9742	0,4184	0,9546
PBI de socios comerciales	0,9997	0,4809	0,9965

<b>Dickey - Fuller GLS</b>			
	<b>Con intercepto</b>	<b>Intercepto y tendencia</b>	
Cuenta corriente	0,5814	0,2948	
Tipo de cambio real multilateral	0,1705	0,0996	
Términos de intercambio	0,5671	0,0418	
PBI de Perú	0,7867	0,2343	
PBI de socios comerciales	0,6045	0,4305	

<b>Phillips - Perron</b>			
	<b>Con intercepto</b>	<b>Intercepto y tendencia</b>	<b>Ninguno</b>
Cuenta corriente	0,0085	0,0364	0,0049
Tipo de cambio real multilateral	0,1794	0,4523	0,7220
Términos de intercambio	0,7634	0,5167	0,8613
PBI de Perú	0,9986	0,1169	1,0000
PBI de socios comerciales	0,9999	0,6495	1,0000

Nota: La hipótesis nula que manejan las distintas pruebas es que las series tienen raíz unitaria. Si los valores probabilísticos son mayores a 0,05 significa que estamos aceptando la hipótesis nula.

Transformamos las variables determinantes de la cuenta corriente en logaritmos para proceder a construir un modelo VAR multivariado con el fin de construir un vector modelo de corrección de errores que nos ayude a estimar los coeficientes o elasticidades de los determinantes de la cuenta corriente. Previamente, hacemos un análisis sobre las condiciones de estabilidad del VAR y se observa que el modelo es estable ya que las raíces invertidas<sup>8</sup> están dentro del círculo unitario.

<sup>7</sup> El U.S. Census Bureau es un aplicativo está incorporado en el software econométrico Eviews.

<sup>8</sup> Ver Anexo 01 sobre raíces invertidas del polinomio característico

Asimismo, aplicamos el criterio o prueba de rezagos para determinar el número óptimo de rezagos a emplear y este nos dice que está entre uno o dos, pero optamos por dos rezagos siguiendo el criterio de Akaike<sup>9</sup>.

Una vez corroborada la presencia de raíz unitaria en las series y de escoger el número de rezagos a emplear, se busca ver si existe la presencia de cointegración en nuestro modelo y así obtener series  $I(0)$ . Para esto realizamos la prueba de cointegración de Johansen (1988), cuyo procedimiento estima los valores propios de la matriz  $\Pi$ , que usualmente están ordenados en forma descendente. Con ello, para un rango de cointegración de  $r$ , se tendrá que los valores propios ( $\lambda$ ) cumplen la condición  $\hat{\lambda}_{n-r} = \hat{\lambda}_{n-r+1} = \dots = \hat{\lambda}_n = 0$  y la función de log-verosimilitud, asumiendo un rango de cointegración de  $r$ , satisface que  $-2 \log L(r) = \text{Término que no depende de } r + T \sum_{i=1}^r \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ . El método de Johansen también provee dos pruebas de hipótesis (la prueba de la traza y la prueba del máximo valor<sup>10</sup>) que en conjunto permiten inferir sobre el valor de  $r$ .

Al aplicar la prueba de cointegración de Johansen en nuestros datos, tanto la prueba de la traza como la del máximo valor, nos revela que sí existe, al menos, un vector de cointegración, tomando en cuenta que nuestro modelo VAR es uno con intercepto y sin tendencia dado el comportamiento de las series. El cuadro 5 resumen los resultados de la prueba de Johansen.

### Cuadro 5: Prueba de cointegración de Johansen

#### Prueba de la traza

Muestra: 1995Q1 2017Q4  
Observaciones incluidas: 89 después de los ajustes  
Asunción de tendencia: tendencia determinista lineal  
Series: CCO LN\_TCRM LN\_TI LN\_Y LN\_Y5  
Intervalo de retardos (en primeras diferencias): 1 a 2

#### Prueba del máximo valor

Muestra: 1995Q1 2017Q4  
Observaciones incluidas: 89 después de los ajustes  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: CCO LN\_TCRM LN\_TI LN\_Y LN\_Y5  
Intervalo de retardos (en primeras diferencias): 1 a 2

Prueba de rango de cointegración sin Restricciones					Prueba de clasificación de cointegración no restringida				
Hipotetizado	Traza		0.05		Hipotetizado	Máximo valor		0.05	
No. de ecuaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico	Valor crítico	Prob.**	No. de ecuaciones de cointegración	Valor propio	Estadístico	Valor crítico	Prob.**
Ninguno *	0.356762	89.02239	69.81889	0.0007	Ninguno *	0.356762	39.27035	33.87687	0.0103
Como máximo 1 *	0.214423	49.75205	47.85613	0.0328	Como máximo 1	0.214423	21.47894	27.58434	0.2483
Como máximo 2	0.151134	28.27310	29.79707	0.0741	Como máximo 2	0.151134	14.58300	21.13162	0.3192
Como máximo 3	0.103368	13.69010	15.49471	0.0918	Como máximo 3	0.103368	9.710765	14.26460	0.2316
Como máximo 4 *	0.043727	3.979337	3.841466	0.0461	Como máximo 4 *	0.043727	3.979337	3.841466	0.0461

La prueba de traza indica 2 eqn (s) de cointegración en el nivel 0.05

\* denota el rechazo de la hipótesis en el nivel 0.05

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Elaboración propia.

La prueba de valor de ecuaciones máximas indica 1 eqn (s) de cointegración en el nivel de 0.05

\* denota el rechazo de la hipótesis en el nivel 0.05

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

<sup>9</sup> Ver Anexo 02 para los resultados de la prueba de rezagos óptimos.

<sup>10</sup> El Anexo 03 desarrolla brevemente el mecanismos de las pruebas



Como se muestra que existe una relación de cointegración, el siguiente paso es estimar un vector modelo de corrección de errores (VECM). Partimos de la ecuación (19) que refleja las determinantes de la cuenta corriente, expresadas en logaritmos, dado que nos interesa estimar la magnitud de las elasticidades y que la relación esté limpia de fluctuaciones cíclicas. En otras palabras, la ecuación (19) representa la cuenta corriente estructural o subyacente.

$$CCS_t = -\beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(TCRM_t) + \beta_2 \ln(TI_t) + \beta_2 \ln(Y_t) + \beta_2 \ln(YS_t) \quad (19)$$

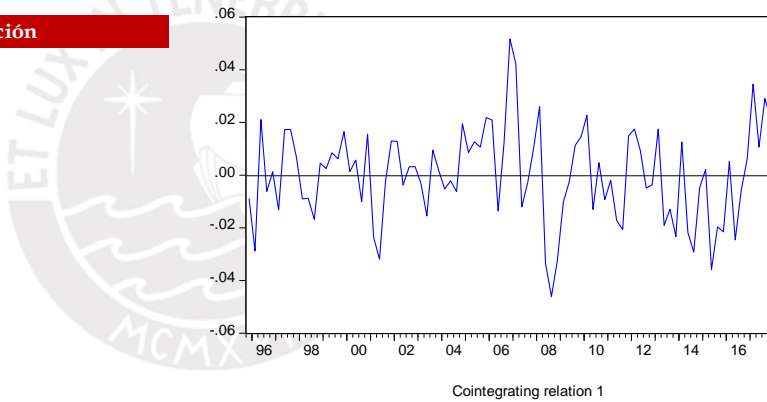
Haciendo la estimación del modelo VECM, el cuadro 6 muestra los resultados y en este se puede apreciar que las variables son significativas y guardan relación con el signo esperado según el modelo teórico; asimismo, el gráfico 13 muestra el comportamiento del residuo una vez hecho el proceso de cointegración y vemos que se comporta como un proceso estacionario.

**Cuadro 6: Modelo de corrección de errores**

**Gráfico 13: Comportamiento del residuo**

Muestra (ajustada): 1995Q4 2017Q4  
 Observaciones incluidas: 89 después de los ajustes  
 Errores standard en ( ) & t-estadístico en [ ]

Ecuación de cointegración	
CCS(-1)	1.0000
LN_TCRM(-1)	-0.148789 -0.06673 [-2.22976]
LN_TI(-1)	-0.032599 -0.01513 [-2.15474]
LN_Y(-1)	0.262013 -0.05623 [ 4.65975]
LN_YS(-1)	-0.29954 -0.06131 [-4.88582]
C	1.008822



Elaboración propia.

Para demostrar que el modelo está bien especificado, se debe demostrar que los errores son homocedásticos y no tienen problemas de autocorrelación ni de correlación serial. Para el primer caso usamos la prueba de autocorrelación de Portmanteau<sup>11</sup> en el que se aprecia la aceptación de la hipótesis nula de no autocorrelación. Asimismo, realizamos la aplicación de la prueba de heterocedasticidad de White<sup>12</sup> para el caso multivariado y en ella se observa que no hay evidencia

<sup>11</sup> El Anexo 04 presenta los resultados de la prueba de autocorrelación de Portmanteau.

<sup>12</sup> El Anexo 05 presenta los resultados de la prueba de heterocedasticidad de White.

para rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad. Finalmente, realiza una prueba de correlación serial<sup>13</sup> en la cual se acepta la hipótesis nula de no hay presencia de este problema en la estimación.

Luego de demostrar la estabilidad del modelo, pasamos los resultados del cuadro 6, haciendo un cambio en los signos de las determinantes, al lado derecho de la ecuación (19) y verificamos que la CCS estaría representado de la siguiente forma:

$$CCS_t = -1,008 + 0,148.\ln(TCRM_t) + 0,032.\ln(TI_t) - 0,262.\ln(Y_t) + 0,299.\ln(YS_t) \quad (20)$$

De esta ecuación, vemos que los signos de todas las variables son los esperados según el modelo teórico y con las explicaciones hechas en la sección anterior. Asimismo, los signos del modelo aplicado al caso peruano coinciden con lo hallado por Arteaga, Luna y Ojeda (2011) para Colombia, ya que ambos países tienen una estructura económica similar; no obstante, en cuanto a la magnitud de las variables, Perú tiene una elasticidad en los términos de intercambio (+0,03) más baja que Colombia (+0,17). Es más, para el caso peruano, la elasticidad de los términos de intercambio es la de menor magnitud respecto al resto de determinantes, mientras que la del PBI de socios comerciales es la de mayor magnitud. Esto último también difiere del caso colombiano pues la elasticidad del PBI socios comerciales (+0,21) es menor que la peruana (+0,30), dando señal que somos más sensibles al comportamiento de los socios por el lado de la demanda externa. Por el lado del PBI local, la elasticidad de Perú (-0,26) es menor a la de Colombia (-0,31) y esto implica que a mayor crecimiento del PBI peruano habrá una menor incidencia negativa en la cuenta corriente, a través de la adquisición de importaciones, a diferencia de Colombia. Finalmente, en cuanto a la elasticidad del tipo de cambio real, ambos países son muy parecidos pero la elasticidad de Perú (+0,15) es un poco mayor que la de Colombia (+0,11); vale decir, que una política de depreciación tendría un mayor aporte en la reducción de la cuenta corriente en comparación a Colombia.

Adicionalmente, se emplean otras metodologías de cointegración como el de mínimos cuadrados dinámicos (DOLS), el de mínimos cuadrados complemente modificados (FMOLS) y el de regresión cointegrada canónica (CCR) para ver la robustez de las estimaciones previamente obtenidos<sup>14</sup>. El cuadro 7 nos muestra los resultados de la aplicación de estas tres metodologías adicionales<sup>15</sup> y corroboramos que tanto los signos como los coeficientes de las variables son muy similares a lo hallado por el modelo MCE para el caso peruano, además de registrar resultados significativos.

---

<sup>13</sup> El Anexo 06 presenta los resultados de la prueba que mide la presencia de autocorrelación serial.

<sup>14</sup> Ver el Anexo 07 que hace un pequeño desarrollo de las definiciones y objetivos de cada una de estas metodologías de cointegración

<sup>15</sup> El Anexo 08 presenta los resultados completos por cada regresión adicional.

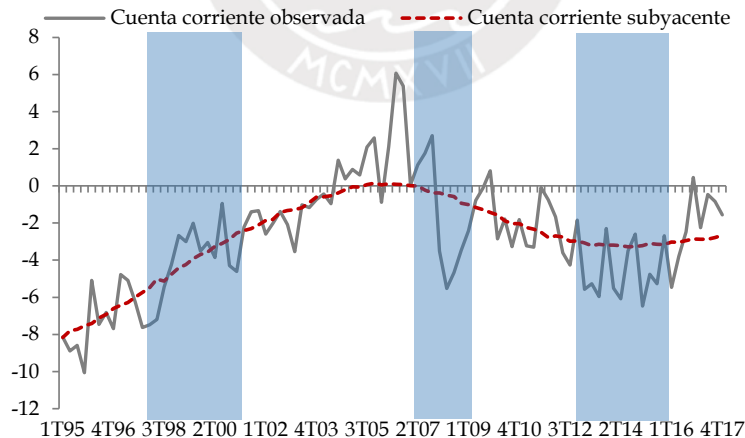
**Cuadro 7: Elasticidades de determinantes de la cuenta corriente estimadas con metodologías alternas de cointegración**

Determinantes	VECM	FMOLS	DOLS	CCR
Tipo de cambio real multilateral	0.149	0.125	0.127	0.125
Términos de intercambio	0.033	0.044	0.039	0.044
PBI real de Perú	-0.262	-0.314	-0.317	-0.315
PBI de socios comerciales de Perú	0.300	0.348	0.358	0.349
Constante	-1.009	-0.929	-0.964	-0.929

Elaboración propia.

Ahora, a partir de la relación descrita en la ecuación (20) se puede estimar la cuenta corriente subyacente reemplazando cada una de las variables en el lado derecho por su tendencia estimada de largo plazo, la cual se obtiene mediante la aplicación de filtros estadísticos. Sobre este último punto, el más empleado en la literatura es el de Hodrick- Prescott (HP); sin embargo, a fin de mostrar la robustez de los resultados empleamos otros filtros como el de Baxter-King (BK) y el de Cristiano-Fitzgerald (CF). De esta forma, el gráfico 14 presenta la dinámica de la cuenta corriente estructural o subyacente que sale del promedio de aplicación de los filtros mencionados<sup>16</sup> y muestra qué tanto ha variado respecto de la cuenta corriente observada.

**Gráfico 14: Cuenta corriente observada y cuenta corriente subyacente (% del PBI)**



Elaboración propia.  
Fuente: BCRP.

<sup>16</sup> En el Anexo 09 se presenta las gráficas del comportamiento de la cuenta corriente subyacente empleando cada uno de los tres filtros estudiados y qué tanto se desvía del comportamiento de la cuenta corriente observada dentro de la muestra.

Este gráfico nos señala que en los periodos de crisis que están dentro de la muestra (1998-2001, 2007-2008 y 2013-2015), la cuenta corriente observada estuvo por debajo del estructural, salvo el periodo 2004-2007 que fue la época de boom económico y se registró superávits en cuenta corriente.

La brecha entre ambos tipos de cuenta corriente en el periodo 2013-2015 fue una de la más grandes y duraderas de la muestra como consecuencia de la desaceleración de la demanda interna y de un débil impulso externo. Sin embargo, a partir del 2016 el panorama cambió pues la CCO se ubicó por encima de la CCS, principalmente, por una reversión de tendencia en el impulso externo, reflejado en una mayor demanda externa de nuestros socios comerciales y altos precios de materias primas. Esto contribuyó al crecimiento de las exportaciones en mayor magnitud a la adquisición de bienes importados, dado que la demanda interna aún se mantiene débil.

## **6.2 Estimación de la cuenta corriente normativa (CCN)**

Siguiendo lo trabajado por Lee et.al (2008), los autores estiman la cuenta corriente normativa aplicando el enfoque de Sostenibilidad Externa (SE), el cual estima el saldo de cuenta corriente que estabiliza la posición de inversión internacional en un determinado nivel. Este enfoque nos indica que la solvencia del déficit en cuenta corriente dependerá de la generación de recursos adicionales, tanto del presente como del futuro, los cuales permitirán obtener un flujo de divisas que ayuden a pagar la deuda externa sin que se comprometa la situación patrimonial de la economía. En otras palabras, la solvencia de la cuenta corriente dependerá no solo del nivel de deuda externa ni de sus condiciones económicas, sino de la capacidad que tiene el país para pagarla asociado a un marco político e institucional estable.

Cerezo y Salazar (2012) destacan que el enfoque SE tiene la ventaja de no requerir, a priori, una estimación en términos cuantitativos o econométricos, pero sí datos proyectados de algunas variables determinantes que reflejen el compromiso de los hacedores de política económica de dar estabilidad macroeconómica al país. Entre estas están el crecimiento económico de largo plazo, la inflación meta que se planea alcanzar y la tasa de pasivos (deuda externa) necesarios que ayuden a predecir las dinámicas futuras de la posición internacional.

Entonces, para determinar el nivel de balance de cuenta corriente que establezca el saldo de pasivos externos netos a su nivel estacionario, Lee et.al (2008) plantean una ecuación que establece que los cambios en los pasivos externos netos son explicados por los flujos financieros netos o por cambios en la valoración de pasivos pendientes. La ecuación está dada por la siguiente expresión:

$$B_t - B_{t-1} = CA_t + KG_t + E_t \quad (21)$$

Donde  $(B_t - B_{t-1})$  son los pasivos externos netos,  $CA_t$  es el balance de cuenta corriente,  $KG_t$  son las ganancias de capital producto de los cambios en la valoración, y  $E_t$  incluye factores como transferencias de cuenta de capital, errores y omisiones que puedan conducir a una brecha entre la cuenta corriente y los flujos financieros netos. Adicionalmente, los autores asumen que  $E_t = 0$ , con el propósito de que la cuenta corriente y los flujos financieros netos coincidan. Con esta aclaración, se transforman todas variables como porcentaje del PBI (denotado en minúsculas) y se reescribe la ecuación (21) como:

$$b_t - b_{t-1} = ca_t + kg_t - \frac{g_t + \pi_t}{(1+g_t)(1+\pi_t)} \cdot b_{t-1} \quad (22)$$

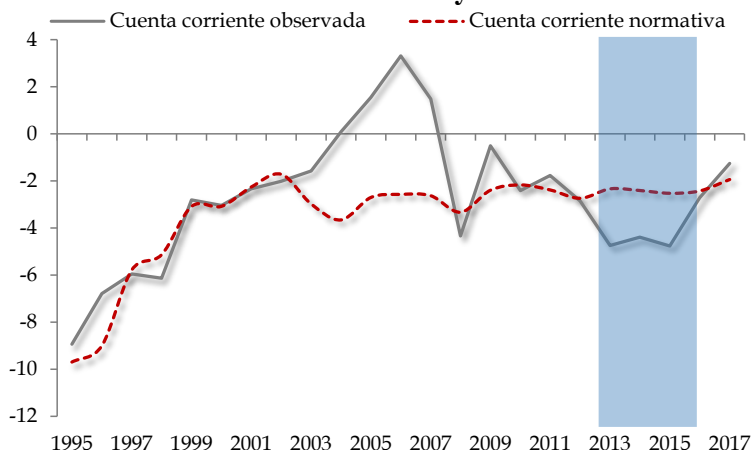
De esta última expresión,  $g_t$  es la tasa de crecimiento del PBI y  $\pi_t$  es la tasa de inflación. Si hacemos el supuesto de que las ganancias de capital ( $kg_t$ ) son cero y que el nivel de pasivos externos se encuentra en su nivel de estado estacionario ( $b^s$ ), entonces la cuenta corriente normativa será expresada de la siguiente forma:

$$ccn_t = \frac{g + \pi}{(1+g)(1+\pi)} b^s \quad (23)$$

Por tanto, la ecuación (23) refleja el nivel de cuenta corriente que estabilizará los pasivos externos netos, representado por la deuda externa, y que está en base a un set de determinantes que reflejen un compromiso por parte de las autoridades de cumplir y de preservar la estabilidad macroeconómica. De esta forma, se pueden hacer supuestos sobre los niveles de equilibrio bajo la premisa de que queremos calcular el nivel de pasivos externos en estado estacionario, y por ese motivo desaparecen los subíndices “t”.

En cuanto a la elección de variables, el valor de  $g$  debiera ser el crecimiento del PBI potencial de la economía peruana, y el valor de  $\pi$  debiera ser la inflación meta que el BCRP se propone cumplir. Como ejemplo práctico, Caputo, Núñez y Valdés (2007) aplicaron este enfoque para el caso de Chile y resaltan que la elección de las metas a alcanzar se basa en las proyecciones del Informe de Política Monetaria publicado por el Banco Central. Con la finalidad de ver el balance en cuenta corriente que debió tenerse con la ejecución de las variables macroeconómicas de la ecuación (23), el gráfico 15 presenta las diferencias entre la cuenta corriente normativa y la cuenta corriente observada, en frecuencia anual, y al igual que el análisis que se hizo con el estructural, hay una fuerte brecha entre ambos tipos de cuenta corriente, particularmente en el periodo 2013-2015.

**Gráfico 15: Cuenta corriente observada y cuenta corriente normativa**



Elaboración propia.  
Fuente: BCRP.

En la gráfica 15 se observa que hubo una fuerte brecha entre el 2004-2007, producto de un efecto extraordinario que coincidió con el boom del ciclo de commodities, y esto permitió que se registren los primeros superávits en la cuenta corriente observada no vistos desde 1979, mientras que la CCN se ubicó en un déficit promedio de 3% del PBI entre el 2004-2007. No obstante, el comportamiento es muy distinto en el periodo 2013-2015, en el que la cuenta corriente observada fue más deficitaria y se ubicó por debajo de la CCN, ante el débil dinamismo de la demanda interna, reflejado en las caídas consecutivas de la inversión privada, el incremento en el nivel de pasivos externos por una mayor deuda externa y la disminución del PBI potencial. Estos resultados demuestran los efectos de la crisis interna que vivió el país y cómo esta afectó al balance de nuestras cuentas externas.

Afortunadamente, el panorama comenzó a corregirse a partir del 2016, ya que la cuenta corriente observada comenzó a disminuir y a alinearse con la CCN, producto del impulso externo favorable. Este impulso fue tan fuerte y ayudó a que la cuenta corriente fuese de -1,1% del PBI en 2017, y volviera a ubicarse por encima de la CCN (-1,9% del PBI); sin embargo, al igual que lo descrito en la sección de la CCS, este resultado fue un reflejo de la mayor demanda externa de nuestros socios comerciales y de los altos precios de materias primas que permitieron crecer a las exportaciones en mayor magnitud que las importaciones por la aún débil demanda interna.

### 6.3 Estimación del tipo de cambio real de equilibrio (TCRE)

Siguiendo el trabajo de Ojeda y Torres (2012) para el caso colombiano, quienes realizaron un trabajo similar a Arteaga, Luna y Ojeda (2011) pero con el aporte del trabajo de Lee et.al (2008), una vez hallado el nivel óptimo de la cuenta corriente subyacente (CCS) o estructural y la meta fijada en la

cuenta corriente normativa (CCN), el siguiente paso es calcular el tipo de cambio real de equilibrio (TCRE) que ajuste la brecha existente entre ambos tipos de cuenta corriente. Como mencionamos anteriormente, el TCRE se define como aquel tipo de cambio real que permite a la CCS el poder ajustarse hasta llegar a la meta planteada en la CCN, puesto que es una de las determinantes de la cuenta corriente como se plantea en el modelo teórico de la ecuación (5). El canal por el cual el TCR contribuye en la disminución del déficit en cuenta corriente es a través de las exportaciones, principalmente en los productos no tradicionales, permitiendo que estas sean más competitivas respecto a las exportaciones de los otros países.

De Gregorio (2007) explica la idea que se quiere aplicar por medio de la ecuación (24), donde las exportaciones netas dependen del tipo de cambio real ( $q$ ) y de otra variable ( $z$ ) que representa a todos los demás factores que afectan a las exportaciones netas, como la productividad, las políticas comerciales, el nivel de actividad mundial, el nivel de actividad doméstica, etc. Así, se tiene la siguiente restricción presupuestaria intertemporal:

$$D_t(1 + r^*) = \sum_{s=0}^{\infty} \frac{XN(q_{t+s}, z_{t+s})}{(1+r^*)^s} \quad (24)$$

De esta última ecuación se observa que si el tipo de cambio real se aprecia por un lapso de tiempo por debajo de una trayectoria, genera un bajo nivel de exportaciones netas; no obstante, esto deberá ser revertido en el futuro con una depreciación que esté por encima de dicha trayectoria de equilibrio. Asumiendo el caso de dos periodos, si las exportaciones netas siguen un comportamiento como  $XN_t = \phi q_t + z_t$ , donde  $\phi > 0$  es la sensibilidad de la balanza comercial al tipo de cambio real, este dará un resultado positivo asumiendo que se cumple la condición Marshall-Lerner.

Así, reemplazando esto último en lo desarrollado por la ecuación (2) y despejando el TCR se tiene una nueva expresión:

$$q_t = \frac{r^* D_t - z_t - (D_{t+1} - D_t)}{\phi} = \frac{(1+r^*) D_t - z_t - D_{t+1}}{\phi} \quad (25)$$

Y de esta ecuación se puede observar que una economía con elevados pasivos externos o deuda externa ( $D_t$ ) tendrá un TCR depreciado para generar los recursos necesarios y así financiar los compromisos existentes; mientras que un elevado déficit en cuenta corriente ( $D_{t+1} - D_t$ ), dará un TCR apreciado.

Volviendo a nuestra estimación del TCRE, partimos de la CCS que está libre de fluctuaciones cíclicas y temporales, y esta es comparable con una medida de cuenta corriente de largo plazo. Previamente, se requiere de una elasticidad que permita relacionar la cuenta corriente a movimientos en el TCRM

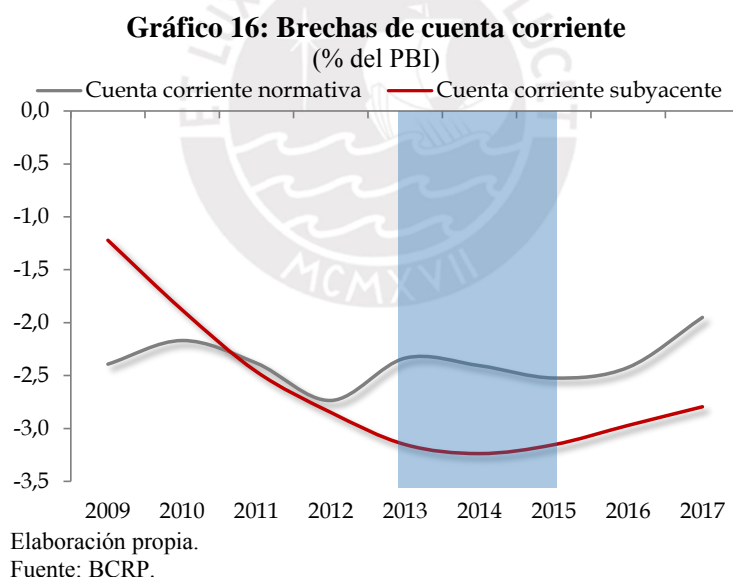
y ello se da con la relación de cointegración estimada en la ecuación (19), representada por  $\beta_1$ . Así, utilizando esta estimación, se construye una ecuación que describe al TCRM de cada periodo de la muestra de análisis como la diferencia entre la CCS y la CCN:

$$\ln(TCRE_t) = \ln(TCR_t) + \frac{1}{\beta_1} (CCN - CCS)$$

$$\Delta TCRE = \frac{1}{\beta_1} (CCN - CCS) \quad (26)$$

Por tanto, haciendo *ceteris paribus*, el resultado de la ecuación (26) es la depreciación real requerida para llegar al tipo de cambio real de equilibrio que permite cerrar la brecha en la cuenta corriente.

Haciendo un análisis para los diez últimos años y reemplazando los resultados de los tipos de cuenta corriente que se estimaron en las secciones 6.1 y 6.2, el gráfico 16 muestra el comportamiento de las brechas en la cuenta corriente que se han generado productos de los desequilibrios macroeconómicos que ocurrieron en el país, y se observa que durante la crisis 2013-2015 la brecha fue incrementándose y registró un promedio 0,7 p.p. del PBI.

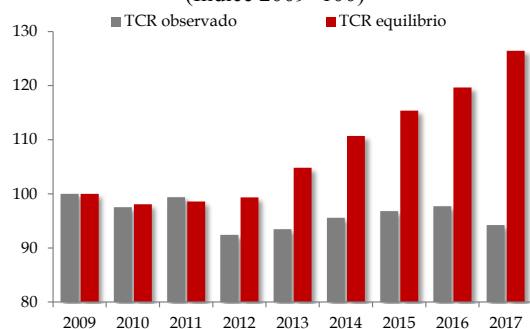


Finalmente, para poder corregir dicha brecha, haciendo *ceteris paribus*, estimamos la depreciación real requerida para poder llegar a un equilibrio y así se obtendrá el tipo de cambio real de equilibrio (TCRE). Los gráficos 17 y 18 muestran el comportamiento que debió tener el tipo de cambio real, y al compararlo con la dinámica del nivel observado notamos claramente el desequilibrio cambiario que aún se mantiene vigente. Lo interesante de estos gráficos es que si bien ambos criterios coinciden en tendencia, el TCR comenzó a depreciarse fuertemente en el 2013 y continuó así -a ritmo decreciente- hasta el 2016, sin embargo, el ajuste no fue lo suficientemente fuerte para contribuir con



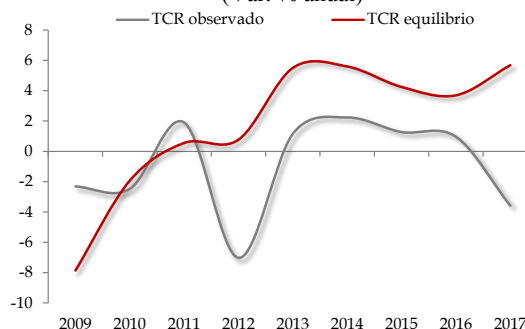
la reducción del déficit en cuenta corriente durante la crisis 2013-2015; pero más interesante aún es que según el criterio del TCRE, el TCR observado debió continuar depreciándose y en vez de ello cerró el 2017 con una apreciación.

**Gráfica 17: Tipo de cambio real de equilibrio**  
(Índice 2009=100)



Elaboración propia.  
Fuente: BCRP.

**Gráfica 18: Desalineamiento del TCRE**  
(Var. % anual)



#### 6.4 Ejercicio de simulación de cuenta corriente y tipo de cambio real multilateral

Como último punto de la presente investigación realizamos una simulación de la cuenta corriente normativa y del tipo de cambio real de equilibrio que debería tenerse usando las proyecciones del Banco Central de Reserva del Perú<sup>17</sup>, en línea con lo sugerido Caputo, Núñez y Valdés (2007), para los años 2018 y 2019; y en el caso de la cuenta corriente estructural, esta tomará el valor promedio de los últimos veinte años. Con esta aclaración, los datos que se emplearan en nuestra simulación se resumen en el cuadro 8.

**Cuadro 8: Proyecciones de variables macroeconómicas del BCRP**

	Unidad	2018	2019
Cuenta corriente	% del PBI	-1,2	-1,2
PBI de Perú	Var. % anual	4,0	4,2
PBI Potencial	Var. % anual	3,7	4,0
Inflación	Porcentaje	2,2	2,0
Deuda externa	% del PBI	33,4	32,3
Cuenta corriente normativa	% del PBI	-1,9	-1,8

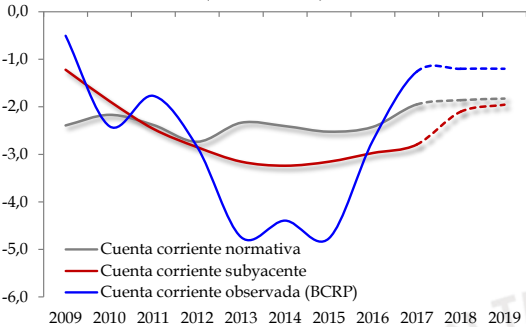
Fuente: BCRP (Reporte de inflación junio 2018).

Al reemplazar estos datos en nuestras ecuaciones, obtenemos que la cuenta corriente normativa debiese ser -1,9% y -1,8% del PBI para los años 2018 y 2019, respectivamente, a diferencia del -1,2%

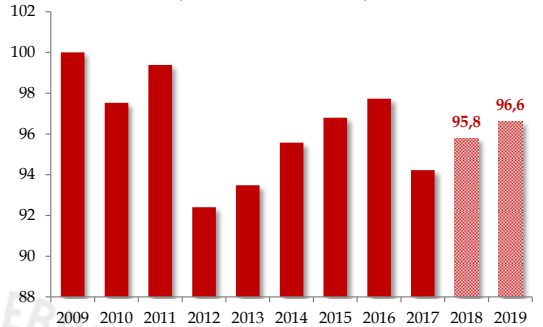
<sup>17</sup> Reporte de Inflación (Junio 2018).

del PBI que el BCRP publicó en su Reporte de Inflación. Así, observamos que la brecha entre la cuenta corriente normativa y subyacente irá disminuyendo, y por tanto, se requeriría una menor depreciación del TCR, en comparación a lo requerido en el periodo 2013-2015, dado el mejor contexto macroeconómico que presenta la economía peruana. En términos nominales, el ajuste que se estima para que llegemos al TCRE implicaría que el tipo de cambio sea alrededor de S/ 3,29 y S/ 3,33 por dólar en el 2018 y 2019, respectivamente. Los gráficos 19 y 20 resumen nuestros resultados.

**Gráfico 19: Dinámica de cuenta corriente (% del PBI)**



**Gráfico 20: Dinámica del TCR multilateral (Índice 2009=100)**



Fuente: BCRP (Reporte de inflación junio 2018), estimación propia.



## 7. CONCLUSIONES

El objetivo del presente estudio es estimar cuál es el nivel de equilibrio en la cuenta corriente para la economía peruana y sus implicaciones en el tipo de cambio real para poder permanecer en dicho equilibrio. Asimismo, se hace un análisis en términos estructurales de la cuenta corriente en línea con sus determinantes, a fin de diseñar o proponer mecanismos que ayuden a las cuentas externas a no caer en las tasas observadas en los cuatro periodos marcados: 1980-1990 (la crisis de la deuda latinoamericana), 1998-2001 (la crisis rusa), 2007-2008 (la crisis subprime) y 2013-2015.

Tomando como un punto particular el periodo 2013-2015, se plantea que parte de los efectos que generaron que los déficits en cuenta corriente estén por encima de 4% del PBI en dicho periodo fue porque el tipo de cambio (sol por dólar) no reaccionó como sí lo hicieron los otros países de la región, en respuesta al contexto externo adverso que estaba perjudicando a las exportaciones de estos países, incluyendo a Perú. En ese sentido, la hipótesis que se maneja en el estudio es que hubo un desalineamiento cambiario en aquel periodo y ello hizo perder competitividad en las exportaciones de Perú, mientras que otros países mostraron mejores señales de recuperación en sus envíos.

Para demostrar este punto, se sigue el análisis de tres trabajos empíricos que aplican los enfoques del balance macroeconómico y el de sostenibilidad externa con datos propios de la economía peruana, con el propósito de estimar la cuenta corriente subyacente y la cuenta corriente normativa, y así encontrar el nivel del tipo de cambio real adecuado que permita corregir la brechas existentes entre los tipos de cuenta corriente. Este análisis corrobora que efectivamente hubo un desalineamiento cambiario entre el tipo de cambio real observado y el de equilibrio del periodo 2013-2015, y posteriormente la dirección entre ambos tipos de cambio real tomó rumbos distintos.

Finalmente, se hizo un ejercicio de simulación de la cuenta corriente y del tipo de cambio real para los años 2018 y 2019, utilizando proyecciones del BCRP publicadas en su último Reporte de Inflación. Los resultados muestran una menor brecha entre la cuenta corriente normativa y subyacente y convergen a una tasa de -1,9% en promedio para el 2018 y 2019, a diferencia de la proyección del BCRP de -1,2% del PBI para ambos años. Asimismo, este análisis muestra que, *ceteris paribus*, aún se requiere de una depreciación real del tipo de cambio para poder llegar al equilibrio; no obstante, las proyecciones indican que dicho requerimiento es mucho menor al del periodo 2013-2015 dada las mejores condiciones que se presentan en la economía peruana.

Respecto a las limitaciones del tema, Ferreyra y Herrada (2003) resaltan las críticas de algunos autores sobre la estimación del tipo de cambio real de equilibrio, como el de Montiel (1999) quien menciona que si bien el tipo de cambio real puede estar en equilibrio no siempre está en equilibrio, pues puede

no ser sostenible en el largo plazo; no obstante, rescata el hecho de que la brecha entre el tipo de cambio real observado y el de equilibrio sí existe y que hay un reto empírico de proponer metodologías de cómo medir ese equilibrio. Efectivamente, es muy difícil predecir el comportamiento que tendrá el tipo de cambio de un país pues es una variable muy volátil y está expuesta a una serie de factores. Sin embargo, el estudio emplea metodologías que ya se han ido aplicando y fortaleciendo con el avance de la literatura y ayudan a testear el comentario de Montiel (1999) sobre el hecho de que existe una brecha entre el tipo de cambio observado y el de equilibrio, el cual se define como desalineamiento cambiario.

Como recomendaciones de política, en principio y en línea con los ejercicios de simulación utilizando los supuestos del BCRP, se sugiere que la autoridad monetaria realice un ajuste de en el tipo de cambio (sol por dólar) para poder darle más competitividad a la moneda local y así impulsar nuestras exportaciones. En segundo lugar, se debe hacer un trabajo conjunto entre el sector público, privado y académico en la realización de políticas que ayuden a fortalecer el dinamismo de las exportaciones, particularmente en los productos no tradicionales, las cuales dependen principalmente de la demanda externa, representada en el PBI de los socios comerciales, y esta determinante es la más contribuye en la reducción del déficit en cuenta corriente por tener la mayor elasticidad en la ecuación (20).

Finalmente, otro factor importante a impulsar es la productividad, dada su relación positiva con la apertura comercial. Céspedes et.al (2016) encuentran que las firmas que tengan una participación en el comercio internacional, poseen sistemáticamente una mayor productividad a diferencia de aquellas firmas que solo destinan sus productos al mercado interno. Dicho en otras palabras, se deben evaluar la aplicación de políticas comerciales como los tratados de libre comercio con el fin de incrementar la productividad de las firmas locales y así impulsar a que la balanza comercial sea superavitaria a través de las mayores exportaciones.

## BIBLIOGRAFIA

### APOYO CONSULTORIA

2013 “*Currency crises*”. Lima: Documento de trabajo. APOYO Consultoría.

### ARENAS, Marco y Pedro TUESTA

1998a “*Fundamentos y desalineamientos: el tipo de cambio real de equilibrio en el Perú*”. En *Revista de Estudios Económicos* N°3. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.

1999a “*La cuenta corriente en el Perú: Una perspectiva a partir del enfoque de suavizamiento del consumo, 1960-1996*”. En *Revista de Estudios Económicos* N°3. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.

### ARTEAGA, Carolina, Roderick LUNA y Jair OJEDA

2011 *Normas de cuenta corriente y tasa de cambio real de equilibrio en Colombia*. Borradores de economía # 681). Banco de la República de Colombia.

### BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

2015 *Reporte de Inflación (Diciembre 2015)*. Lima: BCRP.

2018 *Reporte de Inflación (Junio 2018)*. Lima: BCRP.

### CAPUTO, Rodrigo, Marco NÚÑEZ y Rodrigo VALDÉS

2007 *Análisis del tipo de cambio en la práctica*. Documento de trabajo N°434. Banco Central de Chile.

### CALDERÓN, César, Alberto CHONG y Norman LOAYZA

2000 *Determinants of current account deficits in developing countries*. Documento de investigación. Lima: Consorcio de investigación económica y social.

### CALDERÓN, César, Giancarlo GASHA y Alonso SEGURA

1997 *Sostenibilidad de la cuenta corriente en el Perú*. Documento de investigación. Lima: Consorcio de Investigación Económica y Social.

### CESPEDES, Nikita

2015 “*El producto potencial de la economía peruana*”. En *Revista Moneda* 163. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.

### CÉSPEDES, Nikita, María AQUIJE, Alan SÁNCHEZ y Rafael VERA-TUDELA

2016 “*Productividad y apertura comercial en el Perú*”. En CESPEDES, Nikita, Pablo LAVADO y Nelson RAMÍREZ-ROLDÁN (editores). *Productividad en el Perú: medición, determinantes e implicancias*. Lima, Universidad del Pacífico, pp. 125-144.

### CHINN, Menzie y Edwar PRASAD

2000 *Medium-term determinants of current accounts in industrial and developing countries: an empirical exploration*. IMF Working Paper 00/46. Washington, DC: International Monetary Fund.

### DE GREGORIO, José

2007 *Macroeconomía: teoría y políticas*. Santiago de Chile. Pearson-Educación.

## CONSULTATIVE GROUP ON EXCHANGE RATE

2006 *Methodology for CGER exchange rate assessment*. IMF Working Paper 15/26. Washington, DC: International Monetary Fund.

EDWARDS, Sebastian

1988 *Real and monetary determinants of real behavior: Theory and evidence from developing countries*. NBER Working Paper 2721. Los Angeles, California, University of California.

ENDERS, Walter

2009 *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons.

FERREYRA, Jesús y Jorge SALAS

2006 *Tipo de cambio real de equilibrio en el Perú: modelos BEER y construcción de bandas de confianza*. Documento de trabajo N°006. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.

FERREYRA, Jesús y Rafael HERRADA

2003 *Tipo de cambio real y sus fundamentos: estimación del desalineamiento*. En Revista de Estudios Económicos N°10. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.

HAYASHI, Fumio

2000 *Econometrics*. Princeton University Press.

HERNANDEZ, Nicolás

2007 *Sostenibilidad de la cuenta corriente: Una aproximación desde la suavización intertemporal del consumo*. Borradores de economía # 745. Banco de la República.

IHS Markit.

2017 *Eviews 10 User's Guide II*. IHS Global Inc.

ISARD, Peter y Hamid FAQUEE

1998 *Exchange rate assessment: extensions of the macroeconomic balance approach*. IMF Occasional Paper #167. Washington, DC: International Monetary Fund.

ISARD, Peter

2007 *Equilibrium Exchange rate: assessment methodologies*. IMF Working Paper #296/07. Washington, DC: International Monetary Fund.

LAHURA, Erick

2012 *Notas de clase de Econometría*. Lima: PUCP

LEE, Jaewoo, Maria MILESI-FERRETTI, Jonathan OSTRY, Alessandro PRATI y Luca RICCI.

2008 *Exchange rate assessment: CGER Methodologies*. IMF Occasional Paper 261. Washington, DC: International Monetary Fund.

MEDINA, Leandro, Jordi PRAT y Alun THOMAS

2010 *Current account balance estimates for emerging market economies*. IMF Working Paper 10/43. Washington, DC: International Monetary Fund.

MONTIEL, Peter.

1999 *The Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate: Conceptual Issues and Empirical Research*, en Hickle y Montiel, eds. "Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries". Oxford University Press.

OJEDA, Jair y Jhon TORRES

2012 *Posición externa de largo plazo y tipo de cambio real de equilibrio en Colombia*. Borradores de economía # 745). Banco de la República de Colombia.

PHILLIPS, Steven, Luis CATAO y Luca RICCI,

2013 *The external balance assessment (EBA) methodology*. IMF Working Paper 13/272. Washington, DC: International Monetary Fund.

PORTOCARRERO, Felipe

1989 "La economía peruana en los años 80". En *Revista de Ciencias Sociales - Apuntes N°25*. Lima: Centro de Investigación de la Universidad del Pacífico (CIUP).

RODRIGUEZ, Donita y Diego WINKELRIED

2011 "¿Qué explica la evolución del tipo de cambio real de equilibrio en el Perú?". En *Revista Moneda 147*. Lima: Banco Central de Reserva del Perú.

ROGOFF, Kenneth

1996 *The purchasing power parity puzzle*. Journal of Economic Literature, Vol. XXXIV, pp.647-668. Princeton University.

SALAZAR, Denise y Sergio CEREZO

2011 *Tipo de cambio real de equilibrio en Bolivia: Cinco enfoques alternativos*. Documento de trabajo, Banco Central de Bolivia.

TASHU, Melesse

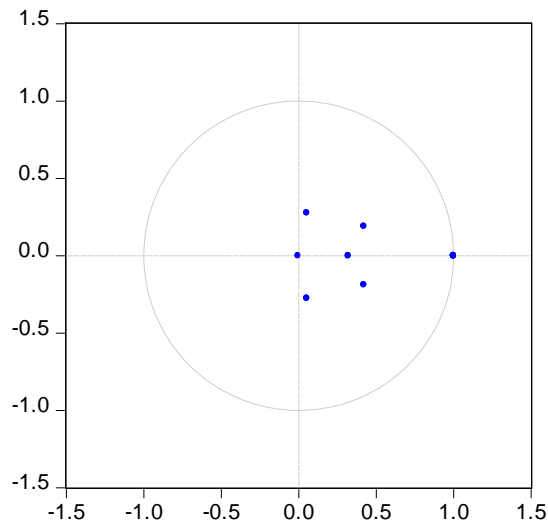
2015 *Drivers of Peru's equilibrium real exchange rate: Is the Nuevo sol a commodity currency?*. IMF Working Paper 15/26. Washington, DC: International Monetary Fund.

WILLIAMSON, John

1994 *Estimating equilibrium exchange rates (FEERS)*. Washington: Institute of International Economics.

## ANEXOS

### Anexo 01: Criterio de estabilidad del modelo VAR



### Anexo 02: Elección de rezagos óptimo

Criterios de selección de orden de rezagos del VAR						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	1218.269	NA	3.16E-19	-28.41117	-27.68772*	-28.12035*
2	1252.829	60.8904	2.53e-19*	-28.63878*	-27.19187	-28.05713
3	1265.27	20.43935	3.45E-19	-28.33976	-26.16939	-27.46729
4	1292.161	40.97640*	3.39E-19	-28.38478	-25.49095	-27.22149
5	1313.457	29.91543	3.88E-19	-28.29659	-24.6793	-26.84247
6	1334.156	26.61408	4.62E-19	-28.1942	-23.85346	-26.44926
7	1356.174	25.68694	5.51E-19	-28.12319	-23.05898	-26.08742
8	1373.068	17.69831	7.75E-19	-27.93018	-22.14252	-25.60359

\* indica el orden de retraso seleccionado por el criterio  
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)  
 FPE: error de predicción final  
 AIC: criterio de información de Akaike  
 SC: criterio de información de Schwarz  
 HQ: criterio de información de Hannan-Quinn

### Anexo 03: Metodologías de prueba de Johansen

**1. Prueba de la traza:** La hipótesis que plantea esta prueba es la siguiente:

H0: Existen como máximo  $r$  relaciones de cointegración.

H1: Pueden existir  $r + 1, r + 2, \dots, n$  relaciones de cointegración.

Y se contrasta con un estadístico al que definimos como  $LTR$

$$LTR_r = 2(\log L(n) - \log L(r)) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$



Entonces, el estadístico  $LRT$  involucra cantidades relacionadas con la matriz  $\Pi$ . Como esta matriz acompaña a un vector de regresores  $I(1)$ , su estimador no es asintóticamente normal. Por tanto, el estadístico  $LRT$  converge a una versión multivariada de la distribución Dickey-Fuller, la cual depende de  $r$  y de la presencia de elementos determinísticos en el VECM.

**2. Prueba del Máximo valor:** La hipótesis que plantea esta prueba es la siguiente:

$H_0$ : Existen  $r$  relaciones de cointegración.

$H_1$ : Existen  $r + 1$  relaciones de cointegración.

Y se contrasta con un estadístico al que definimos como  $LTM$

$$LTM_r = 2(\log L(r + 1) - \log L(r)) = -T \cdot \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Entonces, el estadístico  $LRM$  converge a una distribución que depende de  $r$  y de la presencia de elementos determinísticos en el VECM.

#### Anexo 04: Prueba de autocorrelación de Portmanteau

Prueba de autocorrelación residual de VEC					
Hipótesis nula: sin autocorrelaciones residuales hasta el retraso h					
Muestra: 1995Q1 2017Q4					
Included observations: 89					
Lags	Q-Stat	Prob.*	Adj Q-Stat	Prob.*	df
1	1.697729	---	1.717022	---	---
2	8.433182	---	8.607312	---	---
3	34.30969	0.8768	35.38649	0.8472	45
4	66.77297	0.5872	69.37745	0.4985	70
5	85.28165	0.7523	88.98784	0.6543	95

\* La prueba es válida solo para retrasos mayores que la orden de retraso VAR.  $df$  es grados de libertad para la distribución de chi-cuadrado (aproximada) después del ajuste para la estimación de VEC (Bruggemann, et al. 2005)

#### Anexo 05: Prueba de heterocedasticidad de White

Pruebas de Heterocedasticidad Residual de VEC		
Hipótesis nula: residuos son homocedásticos		
Muestra: 1995Q1 2017Q4		
Observaciones incluidas: 89		
Prueba conjunta		
Chi-sq	df	Prob.
1185.662	1155	0.2591

## Anexo 06: Prueba de correlación serial

### Prueba de correlación serial residual de VEC

Muestra: 1995Q1 2017Q4

Included observations: 89

Hipótesis nula: sin correlación serial en el rezago h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	21,28637	25	0,6765	0,848121	(25, 254.1)	0,6773
2	23,12406	25	0,5703	0,924578	(25, 254.1)	0,5712
3	32,3242	25	0,1488	1,315405	(25, 254.1)	0,1496
4	35,37199	25	0,0817	1,447891	(25, 254.1)	0,0822
5	19,76276	25	0,7592	0,785131	(25, 254.1)	0,7598

Hipótesis nula: no hay correlación serial en rezago 1 a h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	21,28637	25	0,6765	0,848121	(25, 254.1)	0,6773
2	61,41189	50	0,1293	1,252838	(50, 290.7)	0,1319
3	94,12623	75	0,0669	1,292828	(75, 282.0)	0,0714
4	111,0669	100	0,2112	1,124545	(100, 263.2)	0,2307
5	142,1263	125	0,1403	1,156294	(125, 241.2)	0,1701

\* Estadística de la razón de verosimilitud corregida de la expansión de Edgeworth.

## Anexo 07: Metodologías alternas de estimación

### 3. Mínimos cuadrados completamente modificados (FMOLS)

Phillips y Hansen (1990) proponen un estimador que emplea una corrección semiparamétrica para eliminar los problemas causados por la correlación de largo plazo entre la ecuación de cointegración y regresiones estocásticas de innovación. Así se obtiene el estimador FMOLS, que asintóticamente insesgado y tiene mezcla asintótica normal completamente eficiente, lo cual permite la aplicación de pruebas estándar de Wald usando inferencia estadística Chi-cuadrado asintótica.

El estimador de FMOLS emplea estimaciones preliminares de las matrices de covarianzas de los residuos, simétricos y unilaterales de largo plazo. Sean  $\hat{u}_{2t}$  los residuos obtenidos después de estimar la ecuación (1) definida como:

$$y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + u_{1t} \quad (1)$$

Donde  $D_t = (D_{1t}', D_{2t}')$  son los regresores de tendencias determinísticas y los  $n$  regresores estocásticos de  $X_t$  son gobernados por el sistema de ecuaciones representadas en la ecuación (2)

$$\begin{aligned} X_t &= \Gamma_{21}' D_{1t} + \Gamma_{22}' D_{2t} + \epsilon_{2t} \\ \Delta \epsilon_{2t} &= u_{2t} \end{aligned} \quad (2)$$

Entonces,  $\hat{u}_{2t}$  serán obtenidos indirectamente como  $\hat{u}_{2t} = \Delta \hat{\epsilon}_{2t}$  de las regresiones en niveles

$$X_t = \hat{\Gamma}_{21}' D_{1t} + \hat{\Gamma}_{22}' D_{2t} + \hat{\epsilon}_{2t} \quad (3)$$

O directamente de las regresiones de diferencia

$$\Delta X_t = \hat{\Gamma}_{21}' \Delta D_{1t} + \hat{\Gamma}_{22}' \Delta D_{2t} + \hat{u}_{2t} \quad (4)$$

Sea  $\hat{\Omega}$  y  $\hat{\Lambda}$  las matrices de covarianzas de largo plazo computadas usando los residuos  $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t})'$ . Entonces podemos definir los datos modificados

$$y_t^+ = y_t - \omega_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_{2t} \quad (5)$$

Y un término de corrección de sesgo estimado

$$\hat{\lambda}_{12}^+ = \hat{\lambda}_{12} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Lambda}_{22} \quad (6)$$

Entonces, el estimador FMOLS está dado por

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \beta \\ \gamma_1 \end{bmatrix} = (\sum_{t=2}^T Z_t Z_t')^{-1} \left( \sum_{t=2}^T Z_t y_t^+ - T \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12}^+ \\ 0 \end{bmatrix} \right) \quad (7)$$

Donde  $Z_t = (X_t', D_t')'$ . La clave de la estimación FMOLS es la construcción de estimadores matrices de covarianzas a largo plazo  $\hat{\Omega}$  y  $\hat{\Lambda}$ .

Es importante definir un estimador escalar

$$\hat{\omega}_{1.2} = \hat{\omega}_{11} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\omega}_{21} \quad (8)$$

Que se puede interpretar como la varianza estimada de largo plazo de  $u_{1t}$ , condicional en  $u_{2t}$ . Aquí se puede aplicar una corrección de grado de libertad a  $\hat{\omega}_{1.2}$ . Hansen (1992) demuestra que el estadístico de Wald para la hipótesis nula  $R\theta = r$ .

$$W = (R\hat{\theta} - r)' (RV(\hat{\theta})R')^{-1} (R\hat{\theta} - r) \quad (9)$$

$$V(\hat{\theta}) = \hat{\omega}_{1.2} (\sum_{t=2}^T Z_t Z_t')^{-1} \quad (10)$$

Este estadísticos tiene una distribución asintótica  $\chi^2_g$ , donde  $g$  es el número de restricciones impuestas por  $R$ .

#### 4. Regresión de cointegración canónica (CCR)

Este método fue hecho por Park (1992) y está estrechamente relacionado con la metodología FMOLS, pero en su lugar, emplea transformaciones estacionarias de los datos  $(y_{1t}, X_t')$  para obtener estimaciones de mínimos cuadrados y eliminar la dependencia a largo plazo entre la ecuación de cointegración y las innovaciones de los regresores estocásticos. Al igual que FMOLS, las estimaciones de CCR siguen una distribución normal de mezcla que está libre de parámetros molestos no escalares y permite la prueba de Chi-cuadrado asintótica.

Como en FMOLS, el primer paso en CCR es obtener estimaciones de las innovaciones  $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t}')'$  y las correspondientes estimaciones coherentes de las matrices de covarianza a largo plazo  $\hat{\Omega}$  y  $\hat{\Lambda}$ . A diferencia de FMOLS, CCR también requiere un estimador consistente de la matriz de covarianza contemporánea  $\hat{\Sigma}$ .

Siguiendo a Park, extraemos las columnas de  $\hat{\Lambda}$  correspondientes a la matriz de covarianza de largo plazo de un solo lado  $\hat{u}_t$  y de los niveles y rezagos de  $\hat{u}_{2t}$ .

$$\hat{\Lambda}_2 = \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12} \\ \hat{\Lambda}_{22} \end{bmatrix} \quad (11)$$

Y transformamos  $(y_{1t}, X_t')$  usando

$$\begin{aligned} X_t^* &= X_t - (\hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2)' \hat{u}_2 \\ y_t^* &= y_t - \left( \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2 \check{\beta} + \begin{bmatrix} 0 \\ \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\omega}_{12} \end{bmatrix} \right)' \hat{u}_t \end{aligned} \quad (12)$$

Donde  $\check{\beta}$  son estimaciones de los coeficientes de la ecuación de cointegración. Entonces, el estimador CCR es definido como uno de mínimos cuadrados ordinarios aplicado a los datos transformados

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma}_1 \end{bmatrix} = \left( \sum_{t=2}^T Z_t^* Z_t^{*'} \right)^{-1} \sum_{t=2}^T Z_t^* y_t^{*'} \quad (13)$$

Donde  $Z_t^* = (Z_t^{*'}, D_{1t}')'$

Park demuestra que las transformaciones CCR eliminan asintóticamente la endogeneidad causada por la correlación a largo plazo de los errores de ecuación de cointegración y las innovaciones de los regresores estocásticos, y simultáneamente corrigen el sesgo asintótico resultante de la correlación contemporánea entre la regresión y los errores estocásticos del regresor. Las estimaciones basadas en el CCR son, por lo tanto, completamente eficientes y tienen la misma asintonía normal e insesgadez de mezcla que FMOLS. La prueba de Wald se puede llevar a cabo como en la ecuación (9) con  $Z_t^*$  que se usa en lugar de  $Z_t$  en la ecuación (10).

## 5. Mínimos cuadrados dinámicos ordinarios (DOLS)

Un enfoque simple para construir un estimador asintóticamente eficiente que elimina la retroalimentación en el sistema de cointegración ha sido defendido por Saikkonen (1992) y Stock y Watson (1993). El método DOLS implica aumentar la regresión de cointegración con retrasos y derivaciones de  $\Delta X_t$ , de modo que el término de error de ecuación de cointegración resultante es ortogonal a toda la historia de las innovaciones de regresores estocásticos:

$$y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + \sum_{j=-q}^r \Delta X_{t+j}' \delta + v_{1t} \quad (14)$$

Bajo el supuesto de que la adición de  $q$  rezagos y  $r$  derivaciones de los regresores diferenciados absorbe toda la correlación de largo plazo entre  $u_{1t}$  y  $u_{2t}$ , las estimaciones de mínimos cuadrados de  $\theta = (\beta', \gamma')'$  usando la ecuación (14) tienen la misma distribución asintótica que las obtenidas de FMOLS y CCR. Es posible calcular un estimador de la matriz de varianza asintótica calculando la covarianza del coeficiente OLS habitual, pero reemplazando el estimador habitual por la varianza residual de  $v_{1t}$  con un estimador de la varianza a largo plazo de los residuos.

## Anexo 08: Resultados de metodologías alternas de estimación

### Mínimos cuadrados completamente modificados (FMOLS)

Variable dependiente: CCO

Muestra (ajustada): 1995Q2 2017Q4

Observaciones incluidas: 91 después de los ajustes

Determinación de la ecuación de cointegración: C

Estimación de la varianza a largo plazo (kernel de Bartlett, ancho de banda fijo d

Newey-West = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_TCRM	0.124877	0.067982	1.836926	0.0697
LN_TI	0.044231	0.016170	2.735417	0.0076
LN_Y	-0.314371	0.058711	-5.354570	0.0000
LN_YS	0.347670	0.063960	5.435742	0.0000
C	-0.928636	0.286069	-3.246197	0.0017
R-squared	0.664876	Mean dependent var		-0.027000
Adjusted R-squared	0.649289	S.D. dependent var		0.030346
S.E. of regression	0.017971	Sum squared resid		0.027775
Long-run variance	0.000311			

### Regresión de cointegración canónica (CCR)

Variable dependiente: CCO

Muestra (ajustada): 1995Q2 2017Q4

Observaciones incluidas: 91 después de los ajustes

Determinación de la ecuación de cointegración: C

Estimación de la varianza a largo plazo (kernel de Bartlett, ancho de banda fijo d

Newey-West = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_TCRM	0.124793	0.067764	1.841593	0.0690
LN_TI	0.043885	0.015985	2.745359	0.0074
LN_Y	-0.314871	0.058087	-5.420642	0.0000
LN_YS	0.348600	0.062879	5.543940	0.0000
C	-0.928721	0.285337	-3.254825	0.0016
R-squared	0.664913	Mean dependent var		-0.027000
Adjusted R-squared	0.649327	S.D. dependent var		0.030346
S.E. of regression	0.017970	Sum squared resid		0.027772
Long-run variance	0.000311			

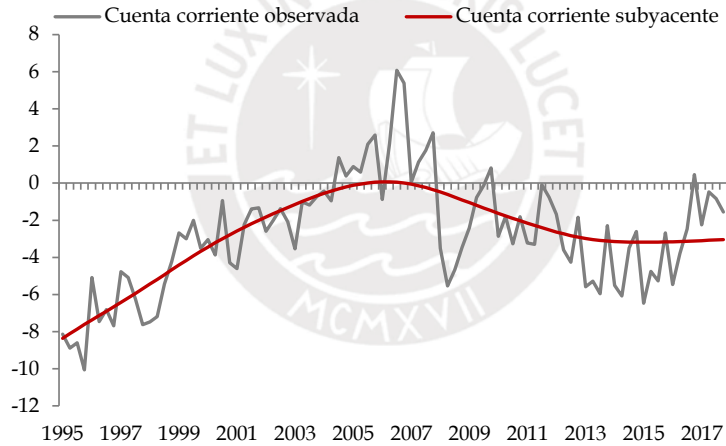
**Mínimos cuadrados dinámicos (DOLS)**

Variable dependiente: CCO  
 Muestra (ajustada): 1995Q3 2017Q3  
 Observaciones incluidas: 89 después de los ajustes  
 Determinación de la ecuación de cointegración: C  
 Fixed leads and lags specification (lead=1, lag=1)  
 Estimación de la varianza a largo plazo (kernel de Bartlett, ancho de banda fijo d  
 Newey-West = 4.0000)

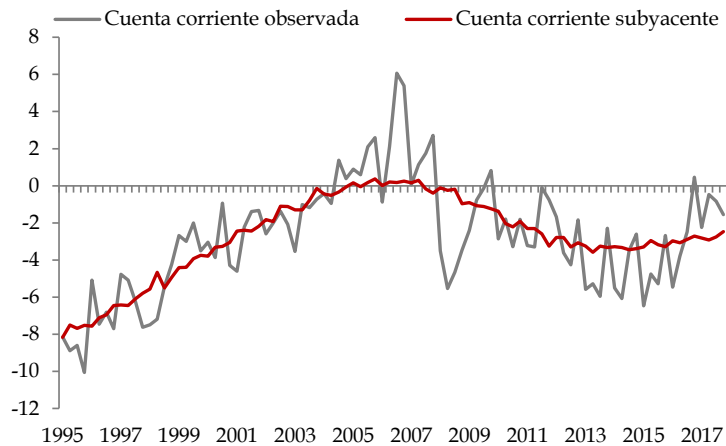
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_TCRM	0.126767	0.087330	1.451593	0.1510
LN_TI	0.039274	0.018905	2.077445	0.0413
LN_Y	-0.316637	0.072695	-4.355679	0.0000
LN_YS	0.357866	0.079234	4.516583	0.0000
C	-0.964415	0.364207	-2.647988	0.0099
R-squared	0.761986	Mean dependent var	-0.026433	
Adjusted R-squared	0.709095	S.D. dependent var	0.02994	
S.E. of regression	0.016148	Sum squared resid	0.018775	
Long-run variance	0.000267			

**Anexo 09: Estimación de cuenta corriente subyacente con uso de filtros**

**Cuenta Corriente subyacente empleando filtro Hodrick-Prescott  
 (% del PBI)**



**Cuenta Corriente empleando filtro Christiano-Fitzgerald  
 (% del PBI)**



### Cuenta Corriente empleando filtro Baxter & King (% del PBI)

