



Munich Personal RePEc Archive

## **Is there evidence of twin deficits in the Dominican economy?**

Brito Romero, Marycris and Peguero, Anadel G. and Cruz-Rodríguez, Alexis

Instituto Tecnológico de Santo Domingo (INTEC)

3 June 2020

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/100938/>  
MPRA Paper No. 100938, posted 07 Jun 2020 07:38 UTC

# ¿Hay evidencias de déficits gemelos en la economía dominicana?

Marycris Brito Romero<sup>1</sup>

Anadel G. Peguero

Alexis Cruz-Rodríguez

3 de Junio de 2020

## Abstract

The aim of this article is to examine the existence or not of the "twin deficits" in the case of the Dominican Republic in the period 1955-2014. Using an error correction vector (VEC), the results confirm a positive long run relationships between fiscal and trade balance deficits. Similarly, bidirectional causality between deficits is verified using the Granger test. However, the results of the variance decomposition show inconclusive results regarding causality. The results of impulse response functions suggest that the consequences of large budget and trade balance deficits become noticeable only over the long run. Additionally, the influence of factors such as trade openness and financial development contribute new elements that contribute to validate the model.

**Keywords:** Fiscal deficit, trade deficit, cointegration

**JEL classification:** F10, F13, F31, F32

---

<sup>1</sup> Ministerio de Hacienda de la República Dominicana y Pontificia Universidad Católica Madre y Maestra e Instituto Tecnológico de Santo Domingo, respectivamente. Email: acruzrodriguez@gmail.com. Se agradecen los comentarios a una versión anterior de Hamlet Gutiérrez, Ana Julia Sierra y Alberto Veloz. Todos los errores son de única responsabilidad de los autores.

## Resumen

El objetivo del presente trabajo de investigación es identificar la existencia o no de los “déficits gemelos” para el caso de la República Dominicana en el período 1955-2014. Utilizando un vector de corrección de errores (VEC), los resultados confirman una relación positiva entre los déficits fiscales y de balanza comercial. De igual forma, se comprueba una causalidad bidireccional entre los déficits mediante la prueba de Granger. No obstante, los resultados de la descomposición de varianza muestran resultados no concluyentes respecto a la causalidad. Adicionalmente, se evidencia la influencia de factores como la apertura comercial y el desarrollo financiero que, al resultar significativas, aportan nuevos elementos que contribuyen a dar validez al modelo.

**Palabras claves:** Déficit fiscal, déficit comercial, cointegración.

**JEL classification:** F10, F13, F31, F32

## 1 Introducción

Desde la década de 1980, la asociación entre déficits fiscales y los déficits de cuenta corriente ha atraído la atención de los académicos y hacedores de políticas. En un principio, la mayoría de los trabajos se centraron en el estudio de la economía de los Estados Unidos por el aumento simultáneo de ambos déficits mostrado por dicho país. En la década de 1990, mucha de la literatura económica especializada se concentró en el estudio de las economías europeas, dado que algunos países del viejo continente experimentaron una situación similar, donde el aumento del déficit presupuestario fue acompañado por el deterioro de su cuenta corriente. Pero tal fenómeno no ha sido exclusivo de los países desarrollados. Los déficits fiscales y externos son características persistentes de las economías en desarrollo en general. Esto último ha motivado a distintos investigadores alrededor del mundo a estudiar la existencia o no de los llamados déficit gemelos en las economías emergentes y en desarrollo.

Tanto la balanza comercial como las cuentas fiscales de la República Dominicana han sido históricamente deficitarias, por lo que es fundamental conocer si existe una relación de causalidad entre los saldos de ambas cuentas. En ese sentido, el objetivo del presente trabajo es identificar la existencia o no de los déficits gemelos para la República Dominicana durante el periodo 1955-2014. Para ello, se efectúan estimaciones de corto y largo plazo utilizando un modelo de corrección de errores. El resto de este artículo está organizado de la siguiente manera: la sección 2 presenta una revisión de la literatura. En la sección 3 se presentan los aspectos metodológicos del modelo y los datos utilizados. En la sección 4 se presentan los resultados empíricos. Finalmente, en la sección 5 se presentan algunas conclusiones.

## 2 Revisión de la literatura

El estudio de los déficits gemelos ha sido objeto de muchos trabajos de investigación, tanto teóricos como empíricos, y ha recuperado un interés creciente para las economías tanto industrializadas como emergentes y en desarrollo. Uno de los trabajos pionero proviene de Hutchison y Pigott (1984) quienes presentaron un modelo teórico sobre la relación macroeconómica entre el déficit presupuestario, la tasa de interés, el tipo de cambio y el déficit de cuenta corriente para una economía abierta bajo tipo de cambio flexible. Los autores concluyen que efectivamente el déficit del gobierno es propenso a aumentar inicialmente las tasas de interés lo que presiona el tipo de cambio al alza, conllevando un déficit de cuenta corriente. En términos empíricos, Feldstein (1986) utilizó un procedimiento de variables instrumentales con datos anuales, entre 1973-1984, tratando la tasa de interés como variable endógena y tomando el déficit presupuestario, la tasa de crecimiento pasada de la base monetaria y la tasa de inflación del período anterior como variables instrumentales. A raíz de esto, el autor demuestra que incrementos en el déficit del gobierno federal aumentan la tasa de interés real de largo plazo.

En ese sentido, el autor explica que esta misma tasa atrajo fondos a los Estados Unidos, siendo una de las causas clave detrás de los incrementos del tipo de cambio percibidos durante la década de los ochenta y el subsecuente déficit de cuenta corriente. Mientras Darrat (1988) encuentran causalidad bidireccional para los Estados Unidos a través del uso de pruebas de causalidad de Granger.

Por su parte, Miller y Russek (1989) examinan si los datos posteriores a la Segunda Guerra Mundial en los Estados Unidos revelan una relación de largo plazo entre el déficit de cuenta corriente y el déficit fiscal, empleando tres técnicas estadísticas con técnicas determinísticas, procedimientos estocásticos y análisis de cointegración en los datos. Los autores concluyen, a partir de los primeros dos enfoques estadísticos, que existe evidencia de una relación positiva entre ambos déficits sólo bajo tipo de cambio flexible. Sin embargo, el análisis econométrico de cointegración indica que no hay relación de largo plazo entre ambos déficits, es decir, no muestran evidencia de déficits gemelos. En esa misma línea, Abell (1990) muestra que el déficit fiscal ejerce influencia sobre el déficit comercial a través de los mecanismos de transmisión de la tasa de interés y el tipo de cambio. El investigador usa un modelo de análisis multivariado a partir de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para relacionar ambas variables. De igual manera, Enders y Lee (1990) desarrollan un modelo para examinar la interrelación entre las compras del gobierno federal, las políticas fiscales (sobre deuda e impuestos), el consumo real, la cuenta corriente, el tipo de cambio y la tasa de interés real. Los investigadores utilizan un vector autorregresivo (VAR) con datos trimestrales de la economía estadounidense para el período comprendido entre el tercer trimestre de 1947 y el primer trimestre de 1983. Los autores concluyen que incrementos temporales en el gasto del gobierno pueden resultar en déficit de cuenta corriente, independientemente de los medios utilizados para financiar dicho gasto. Sus resultados son un evidente rechazo a la equivalencia ricardiana planteada por varios autores contrarios a la existencia de los déficits gemelos.

En otro orden, Zietz y Pemberton (1990) estiman un modelo de datos trimestrales ajustados durante el período comprendido entre el cuarto trimestre de 1972 y el segundo trimestre de 1987. Dichos autores utilizan un modelo de mínimos cuadrados de dos etapas, con el objetivo de identificar el impacto en las exportaciones netas de los Estados Unidos a partir del déficit presupuestario del gobierno federal. Los autores comprueban la

hipótesis de los déficits gemelos para la muestra de datos analizados. Sin embargo, llegan a la interesante conclusión de que el proceso de transmisión del déficit fiscal en la década de los ochenta fue, principalmente, a través del impacto generado en las importaciones por el crecimiento en la absorción doméstica y no por el alza en la tasa de interés o el tipo de cambio. Por el contrario, Alse y Bahmani-Oskooee (1992) utilizan técnicas de cointegración para evaluar la existencia de los déficits gemelos en la economía de los Estados Unidos durante el período 1971-1988. Los autores utilizan datos trimestrales y no encuentran relación entre el déficit comercial y el déficit presupuestario. En cambio, sí encuentran una relación entre el déficit presupuestario y la cuenta corriente, dándole soporte al trabajo de Miller y Russek (1989). Mientras, Rosenzweig y Tallman (1993) llevaron a cabo su investigación utilizando una identidad simple para inferir sobre la influencia del déficit gubernamental en el saldo de cuenta corriente. Esta identidad afirmó que el superávit presupuestario del gobierno es igual al superávit en cuenta corriente más un exceso de inversión sobre el ahorro privado, encontrando una fuerte vinculación entre ambos balances en favor de la teoría de déficits gemelos.

Por otro lado, Kim (1995) realiza un estudio crítico a partir de los datos de Alse y Bahmani-Oskooee (1992) para demostrar que sus conclusiones se basaron en métodos econométricos de pruebas de hipótesis que no están actualizados y son ineficientes. El autor llega a dos conclusiones: primero, la cuenta corriente y el balance comercial tienen una relación de largo plazo con la oferta de dinero (M2), y segundo, el balance comercial no está cointegrado con el presupuesto de pleno empleo. Asimismo, Vamvoukas (1997), utilizando datos anuales de la economía griega y dentro del contexto de un modelo bivariado y trivariado, investiga la relación de causa y efecto entre el déficit presupuestario y el déficit comercial en base al análisis de cointegración, modelo de corrección de errores (ECM) y técnica de lo general a lo particular. Sus resultados apoyan la existencia de los déficits gemelos a corto y largo plazo. Además, el autor muestra evidencia empírica que revela una causalidad unidireccional del déficit presupuestario al déficit comercial. En línea con lo anterior Diboğlu (1997) reexamina el nexo entre la cuenta corriente, el balance del gobierno y un número de variables macroeconómicas claves para los Estados Unidos, con datos trimestrales comprendidos entre el primer trimestre de 1960 y el cuarto trimestre de 1994. A partir de un vector de corrección de errores (VECM) y pruebas de descomposición de varianza, el autor concluye que el balance del gobierno junto a los términos de intercambio y la tasa de interés real, se correlacionan positivamente con la cuenta corriente, en favor del enfoque de ingreso-gasto. Adicionalmente, Vamvoukas (1999) explora la relación entre el déficit presupuestario y comercial en una economía pequeña y abierta (Grecia) utilizando datos anuales e intenta probar empíricamente la hipótesis de equivalencia ricardiana usando el análisis de cointegración, un modelo de corrección de errores (ECM) y la causalidad trivariada de Granger. Los resultados empíricos de ECM sugieren que el déficit presupuestario tiene efectos causales positivos y significativos a corto y largo plazo sobre el déficit comercial; rechazando, de esta forma, la equivalencia ricardiana.

De forma similar, Alkswani (2000) analiza la existencia de los déficits gemelos para Arabia Saudita, con datos trimestrales entre el primer trimestre de 1999 y el segundo trimestre de 2011, a través de un VECM y pruebas de causalidad. El investigador prueba una relación de largo plazo entre el déficit de cuenta corriente y déficit del gobierno, con causalidad unidireccional que va desde el déficit comercial al déficit fiscal, un resultado contrario al tradicionalmente esperado. En ese sentido, Fidrmuc (2002) utiliza datos sobre la cuenta corriente y el saldo fiscal (como porcentaje del PIB) de once países de la OCDE,

tres economías emergentes y cuatro economías en transición de Europa Central y Oriental. Sus resultados muestran una relación a largo plazo entre las variables para varios países en la década de 1980, pero sólo en algunos casos en la década de 1990. Asimismo, Erceg et al (2005) utilizan un modelo de equilibrio general (DGE) para evaluar los efectos cuantitativos de las crisis fiscales en la balanza comercial de los Estados Unidos. Los autores llegan al hallazgo de que un déficit fiscal tiene un efecto relativamente pequeño en la balanza comercial de Estados Unidos, independientemente de si la fuente es un aumento de gastos o reducción de impuestos. Igualmente, Islam y Rahimian (2005), utilizando un análisis de cointegración, demuestran que, en el período de 1960-2003, el déficit de cuenta corriente en Estados Unidos causó el déficit fiscal.

En otro orden, Puah et al (2006) prueban la hipótesis de los déficits gemelos para la economía de Malasia utilizando datos anuales que cubren el período de 1970 a 2005, para inferir que no hay relación significativa de largo plazo entre ambos déficits. Por el contrario, Baharumshah et al (2006) examinan la hipótesis de los déficits gemelos en Indonesia, Malasia, Filipinas y Tailandia. Utilizando un vector de corrección de errores (VECM), los resultados empíricos muestran evidencia de una relación de largo plazo entre el déficit presupuestario y el déficit de cuenta corriente. De forma similar, Bahmani-Oskooee (2007), utilizando datos trimestrales entre 1975-2004, estima un modelo de corrección de errores (ECM) para la economía española. Sus resultados sugieren que una expansión en el déficit fiscal genera incrementos en las importaciones y, con esto, déficits comerciales, por tanto, muestra evidencia de la existencia de déficits gemelos en el corto y largo plazo en España. De igual forma, Mukhtar et al (2007) estudian la hipótesis del déficit gemelo en Pakistán utilizando datos trimestrales para el período 1975 a 2005 y un modelo de corrección de errores (ECM). Los resultados de la cointegración indican la existencia de una relación a largo plazo entre los déficits, mientras que la prueba de causalidad de Granger muestra que una causalidad bidireccional corre entre las dos variables.

Por su parte, Siddiki y Daly (2009) investigan si los déficits presupuestarios del gobierno y las tasas de interés reales tienen una relación a largo plazo con la cuenta corriente de la balanza de pagos en 23 países de la OCDE. Los autores utilizan cambios de régimen en el análisis de cointegración, que extiende el modelo empírico en relación con los estudios existentes hasta ese momento. Los autores utilizan datos desde 1960 al 2000 y sus resultados sugieren una relación a largo plazo entre los déficits presupuestarios, la tasa de interés real y el déficit en cuenta corriente en 13 de los 23 países. Sin embargo, cuando los autores no permiten cambios de régimen el número de países con relaciones aparentes a largo plazo se reduce. En otro orden, Hakro (2009) utiliza un modelo VAR para estudiar los déficits gemelos en Pakistán. Con datos trimestrales que abarcan el primer trimestre de 1948 y el último trimestre de 2005, el autor encuentra un vínculo de causalidad desde los déficits presupuestarios a los precios a la tasa de interés, los flujos de capital, las tasas de cambio y los déficits comerciales. De igual forma, Azgün (2011) analiza las relaciones entre las variables macroeconómicas básicas que determinan los déficits presupuestarios y los déficits de cuenta corriente para Turquía, utilizando un vector autorregresivo (VAR) y datos trimestrales para el período que abarca desde el primer trimestre de 1989 y hasta el tercer trimestre de 2009. Sus resultados sugieren la existencia de déficits gemelos, por tanto, la hipótesis de equivalencia ricardiana no es válida para la economía turca. Asimismo, Ratha (2011) investiga la teoría de los déficits gemelos en la India, usando análisis de cointegración y un modelo de corrección de errores con datos mensuales y trimestrales durante 1998-

2009. Sus resultados sugieren que la teoría del déficit gemelo es válida para la India a corto plazo, pero no a largo plazo.

En cambio, Guadalupe-Hernández y Padilla (2012) verifican la correlación entre ambos balances (fiscal y comercial) para la economía de los Estados Unidos durante los períodos de 1981-1988 y 2001-2008. Los autores realizan un análisis de identidades macroeconómicas y concluyen que los aumentos en el déficit presupuestario por la expansión de los gastos en defensa y reducción de impuestos, causaron el déficit de cuenta corriente en ambos períodos. Mientras Azgün (2012) se enfoca en la economía de Turquía durante el período 1980-2009 con base a estudios teóricos y empíricos, empleando un VAR, demuestra que existe una relación positiva que va desde el déficit público al déficit de cuenta corriente. Contrariamente, Sobrino (2013) examina la causalidad entre la cuenta corriente y el superávit fiscal y el gasto fiscal en Perú. Usando datos trimestrales, desde el primer trimestre de 1980 hasta el primer trimestre de 2012, los resultados rechazan la hipótesis de déficits gemelos. En cambio, la evidencia revela la existencia de una causalidad invertida, es decir, que la cuenta corriente causa a la cuenta fiscal. Sin embargo, a diferencia de la evidencia encontrada previamente en la literatura, para un período de un año, existe un efecto negativo porque el consumo fiscal no es suavizado cuando se presentan los choques positivos permanentes de cuenta corriente. En el corto plazo, la política fiscal no afecta a la cuenta corriente, pero incrementos en cuenta corriente aumentan la probabilidad de superar el límite mínimo del déficit fiscal. Esta evidencia es consistente con una pequeña economía abierta, exportadora de bienes primarios que esté altamente expuesta y sea sensible a los choques de precios externos.

Por su parte, Asrafuzzaman et al (2013) investigan la existencia simultánea de déficits de cuenta fiscal y de comercio exterior en Bangladesh. Sus resultados sugieren que el déficit presupuestario causa el déficit comercial y viceversa, pero la relación no representa la dinámica a largo plazo. Mientras, Sunday (2013) analiza la hipótesis de los déficits gemelos para la economía de Nigeria utilizando un vector autorregresivo (VAR) para el período 1980-2008. Sus resultados muestran una relación positiva entre el déficit gubernamental y el déficit de la balanza comercial de dicho país. Igualmente, Tufail et al (2014) comprueban la misma hipótesis para la economía de Pakistán entre el déficit presupuestario del gobierno y el de cuenta corriente en el largo plazo, mediante el uso de pruebas de cointegración y pruebas de causalidad. Los autores utilizan datos para el período 1972-2011. El análisis de cointegración muestra una relación positiva, de largo plazo, entre el déficit presupuestario y el déficit comercial. La prueba de causalidad de Granger, utilizada para verificar la dirección de causalidad entre el déficit presupuestario y el déficit comercial, indica que existe una bidireccionalidad entre los déficits. De igual forma, Šuliková et al (2014) enfoca su análisis hacia los países pequeños y abiertos de bálticos: Estonia, Letonia y Lituania, con el objetivo de probar la hipótesis de los déficits gemelos en base a un vector de corrección de errores (VECM). Los resultados muestran consistencia con la teoría de los déficits gemelos para el caso de Estonia y Lituania, mientras que, los resultados para Letonia resultaron más ambiguos. En ese orden, Constantine (2014) reexamina la tesis de que los déficits fiscales causan déficits comerciales en los países de la Eurozona entre 2002-2008. El autor sugiere que la causalidad va desde déficits comerciales a déficits fiscales.

Por el contrario, Suresh y Gautam (2015) quienes, basando el análisis en pruebas de cointegración con quiebres estructurales determinados de manera endógena y cubriendo datos para el período 1973-1974 y 2013-2014 en la economía de la India, demuestran

que no hay relación de largo plazo entre el déficit fiscal y la cuenta corriente. Mientras Senadza y Aloryito (2016) investigan la hipótesis de los déficits gemelos para Ghana, utilizando datos anuales para el período 1980-2014 y un modelo de corrección de errores. Los resultados confirman la existencia de una relación de largo plazo entre el déficit presupuestario y los saldos en cuenta corriente. Asimismo, Akbaş y Lebe (2016) estudian la validez de la hipótesis del déficit “tripleto”, lo que significa la brecha de ahorro y el efecto del déficit presupuestario en el déficit de cuenta corriente. Los autores estiman un modelo de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SUR) para los países del G7 durante el período comprendido entre 1994 y 2011. Los resultados muestran que el déficit presupuestario y la brecha de ahorro tienen un papel importante en el déficit de la cuenta corriente. Además, muestran una causalidad bidireccional entre el déficit de cuenta corriente y la brecha de ahorro y entre el déficit presupuestario y la brecha de ahorro. Por lo tanto, la brecha de ahorro tiene un efecto importante en el déficit de cuenta corriente y el déficit presupuestario. Es decir, la hipótesis del déficit “tripleto” es válida en los países del G7. Además, el enfoque tradicional también es válido ya que la causalidad se encuentra entre el déficit de cuenta corriente y el déficit presupuestario. En cambio, Aloryito et al (2016) prueban la hipótesis de déficit gemelo para 41 países del África subsahariana, entre 2000 y 2012. Los autores usan el método generalizado de momentos (GMM) y concluyen que los déficits fiscales tienden a mejorar la cuenta corriente y viceversa, rechazando así la hipótesis del déficit gemelo a favor de la propuesta de divergencia gemela.

Por su parte, Ngakosso (2016) analiza la hipótesis del déficit gemelo para la República del Congo desde 1980 hasta 2013. Los autores usan el enfoque de rezagos distribuidos autorregresivo (ARDL) para la cointegración y muestran una relación causal a largo plazo desde el saldo de la cuenta corriente hasta el saldo del presupuesto. Mientras Epaphra (2017) examina la relación entre la cuenta corriente y el déficit presupuestario del gobierno en Tanzania. Utilizando datos anuales para el período 1966-2015 y un modelo de corrección de errores, los autores muestran una relación positiva entre los equilibrios fiscales y externos, con una velocidad relativamente alta de ajuste hacia la posición de equilibrio. De igual forma, Sinicakova et al (2017) estudian la existencia de un déficit simultáneo de presupuesto y cuenta corriente en los países de la Unión Europea (UE). Mediante el uso de correlaciones y pruebas de causalidad de Granger los autores registran la existencia de déficit gemelos en la mayoría de los países de la UE. Para España y Hungría, los resultados presentan una bicausalidad. En ese orden, Furceri y Zdzienicka (2018) estiman un panel desbalanceado para una muestra de 114 países en desarrollo durante el período 1990-2015. Los autores proporcionan nuevas evidencias de la existencia de los déficits gemelos en las economías en desarrollo. Ellos muestran que una mejora imprevista del uno por ciento del PIB en el saldo presupuestario del gobierno mejora, en promedio, el saldo de la cuenta corriente en 0.8 puntos porcentuales del PIB.

En otro orden, Afonso et al (2018) estudian la relación de déficit gemelos para una muestra de 193 países durante el período 1980-2016, utilizando un método generalizado de momento (GMM), sus resultados confirman la hipótesis del déficit gemelo. El tamaño del coeficiente estimado en el saldo presupuestario está entre 0.68 y 0.79. Sin embargo, la existencia de reglas fiscales reduce en gran medida el efecto del saldo presupuestario en el saldo de la cuenta corriente. De hecho, los autores muestran que la relación de déficit gemelo no se cumple con algunos tipos específicos de reglas: reglas de deuda, reglas con monitoreo de cumplimiento, así como reglas de balance presupuestario y reglas de deuda en economías emergentes y países de ingresos más bajos, y en período

de postcrisis. Mientras Banday y Aneja (2019) analizan la relación causal entre el déficit presupuestario y el déficit de la cuenta corriente para la economía china utilizando datos para el período 1985-2016, y un modelo de retardo distribuido autorregresivo (ARDL). Los resultados proporcionan evidencia de la relación a largo plazo entre los déficits, validando la hipótesis del déficit gemelo para China. Los resultados sugieren, además, que el shock negativo al déficit presupuestario reduce el saldo en cuenta corriente y el shock positivo al déficit presupuestario aumenta el saldo en cuenta corriente. Asimismo, Bilmana y Karaođlan (2020) exploran la validez de la hipótesis del déficit gemelo en 25 países seleccionados de la OCDE con datos anuales para 2005-2016 y consideran diferentes regímenes de tasas de interés reales. Los autores utilizan un modelo de umbral de panel no dinámico. Sus resultados muestran una relación no lineal entre el déficit presupuestario y la balanza comercial, que es impulsada por un umbral crítico en las tasas de interés reales. Además, los resultados sugieren que la hipótesis del déficit gemelo se mantiene sólo bajo el régimen de baja tasa de interés real, es decir, los aumentos en los déficits presupuestarios conducen a deterioros en la balanza comercial cuando la tasa de interés real está por debajo del umbral. Cuando se trata del régimen de tasa de interés real alta (es decir, por encima del umbral), el aumento de los déficits presupuestarios da lugar a mejoras en la balanza comercial, un hallazgo consistente con la hipótesis de la divergencia gemela. Por lo tanto, el efecto sobre la balanza comercial de una política fiscal expansiva que empeora el saldo presupuestario se revierte sustancialmente dependiendo del nivel umbral de las tasas de interés real. Mientras Yeboua (2020) investiga la hipótesis de los déficits gemelos en los países de la Unión Económica y Monetaria de África Occidental. El autor utiliza el enfoque de vectores autorregresivo (VAR) durante el período 1975-2013. Los resultados muestran que los déficits presupuestarios conducen a un deterioro en el saldo de la cuenta corriente y viceversa (relación bilateral). En ese sentido, Handoyo et al (2020) analizan la relación entre la cuenta corriente y el déficit presupuestario (hipótesis de déficit gemelos). Los autores utilizan datos del primer trimestre de 2004 hasta el cuarto trimestre de 2017 y un modelo ARDL. Los resultados indican una relación positiva a largo plazo entre la cuenta corriente y el déficit presupuestario, mientras que los estudios a corto plazo revelan una asociación negativa denominada divergencia gemela, que ocurre en los casos en que un país tiene una alta tasa de ahorro.

En el caso de la República Dominicana la literatura que aborda la hipótesis de los déficits gemelos es escasa. El análisis más relevante de la hipótesis para la economía dominicana la realiza Gutiérrez (2003) quien a partir de un vector autorregresivo (VAR), para una muestra de datos trimestrales que cubren el período desde 1964-2002, concluye que el déficit presupuestal no explica el déficit de cuenta corriente de la balanza de pagos, por lo que no existe evidencia en favor de la hipótesis de los déficits gemelos en la economía dominicana y al parecer el comportamiento de ambos déficits se explican por otros factores. Sin embargo, el autor destaca que, aunque no de manera significativa, si existió correlación entre ambos desequilibrios para la década de los ochenta. A este resultado, Gutiérrez (2003) señala que el problema asociado a la alta volatilidad del tipo de cambio tras su liberalización se tradujo en un aumento de las importaciones gubernamentales, lo que en consecuencia terminó afectando la cuenta corriente del país.

### 3 Metodología y Datos

Para evaluar la existencia de déficits gemelos en la economía dominicana se estima un vector de cointegración de la siguiente forma:

$$BC_t = \beta_0 + \beta_1 BP_t + \beta_2 PIBRM_t + \beta_3 PIBRN_t + \beta_4 TCRE_t + \beta_5 DF_t + \beta_6 AC_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde  $BC_t$  es el déficit comercial medido como el resultado de la exportaciones totales menos importaciones totales (balanza comercial);  $BP_t$  es el déficit en la balanza presupuestaria del gobierno, medido como los gastos del gobierno menos los ingresos, sin donaciones;  $TCRE_t$  es el tipo de cambio real efectivo bilateral entre la República Dominicana y los Estados Unidos, se utiliza esta variable porque dicho país es el principal socio comercial de la República Dominicana;  $PIBRN_t$  es el producto interno bruto (PIB) real del país;  $PIBRM_t$  es el PIB real de los Estados Unidos, como variable aproximada de los ingresos mundiales (resto del mundo);  $DF_t$  es un indicador de desarrollo financiero, construido a través de la relación de M2 y el PIB corriente;  $AC_t$  es la medida de apertura comercial de la economía, calculado como la suma de las importaciones y de las exportaciones con respecto al PIB del país, y  $\varepsilon_t$  es el término de error. Finalmente, los coeficientes  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$ ,  $\beta_4$ ,  $\beta_5$  y  $\beta_6$  son los parámetros del modelo que estiman en qué magnitud afecta cada variable independiente a la variable dependiente, y  $\beta_0$  es el intercepto.

En cuanto a los signos, se espera que el signo del déficit en el balance presupuestario del gobierno sea positivo, con lo que se confirmaría el enfoque convencional de la hipótesis de los déficits gemelos. De igual forma, para el PIB real nacional se espera un signo positivo lo que indica que un aumento de la demanda interna genera a su vez un incremento de las importaciones, acentuando el déficit de balanza comercial. El signo para el PIB real de Estados Unidos sería ambiguo, ya que una economía cerrada como la de los Estados Unidos pudiera producir bienes sustitutos respecto a los bienes dominicanos, afectando negativamente la balanza comercial. No obstante, pudiera importar más, conllevando un aumento de las exportaciones dominicanas en beneficio de nuestra balanza comercial. Por otro lado, la apertura comercial de la economía también tendría un signo ambiguo, ya que se esperaría que arroje un signo positivo resultante de un aumento de las importaciones o podría ser negativo debido a una mayor apertura de la economía que favorece la disminución de los déficits. Para el caso del desarrollo financiero se espera que sea negativo; la implicancia de un adecuado desarrollo financiero es que se estima cierta estabilidad cambiara con lo que la moneda no debería mostrar depreciaciones (ni apreciaciones), conllevando consecuentemente una disminución del déficit de balanza comercial. Por último, si consideramos una depreciación del tipo de cambio real, se espera que impacte negativamente el déficit comercial y una apreciación afecte positivamente, en favor de un mayor déficit comercial.

Con respecto a los datos utilizados en este trabajo, los mismos tienen una frecuencia anual y la muestra abarca el período 1955-2014. Las fuentes consultadas para la base de datos fueron el Banco Central de la República Dominicana y la Oficina de Análisis Económico (BEA, por sus siglas en inglés) del Departamento de Comercio de los Estados Unidos. La tabla 1 muestra las estadísticas descriptivas de las variables. En ella se

observa que la balanza comercial (BC), ha sufrido variaciones en el orden de los RD\$-30,026.71, lo que significa que la misma ha sido deficitaria en promedio, no obstante, la asimetría positiva indica que los superávits han sido más acentuados que los déficits, aunque menos frecuentes. De igual modo, el balance presupuestario (BP) se ha mantenido en déficit, con variaciones promedio obtenidas de RD\$-8,391.43. En cuanto al tipo de cambio real bilateral, podemos decir que la media se ha mantenido alrededor de los RD\$39.87 por dólar. La asimetría indica que el tipo de cambio ha registrado, más apreciaciones que depreciaciones, lo cual es consistente con los resultados de Cruz-Rodríguez (2016). Por su parte, la economía dominicana presenta una tasa de crecimiento del producto interno bruto promedio de 5.59%, mayor que el crecimiento promedio del resto del mundo, lo cual ha sido una característica de dicha economía. Sin embargo, es importante señalar que el producto de la economía dominicana muestra una mayor volatilidad que el producto de la economía de los Estados Unidos, dada la desviación estándar observada para esta variable, convergiendo con lo esperado. En lo que respecta a la apertura comercial (AC), la misma se ha mantenido con variaciones consistentes de 0.55% en el período estudiado, con valores máximos de 0.83% y un mínimo de 0.34%. Esto indica que la forma en que la economía se abre al mercado internacional, se mantiene en un grado medio, lo que pudiera favorecer el resultado comercial del país en términos generales. Finalmente, en el caso del desarrollo financiero el valor máximo alcanzado ha sido de 0.40% y un mínimo de 0.15%, con variaciones promedio de 0.22% durante el período estimado. La gráfica 1 muestra el comportamiento histórico de las variables.

**Tabla 1: Estadísticas Descriptivas de las Variables**

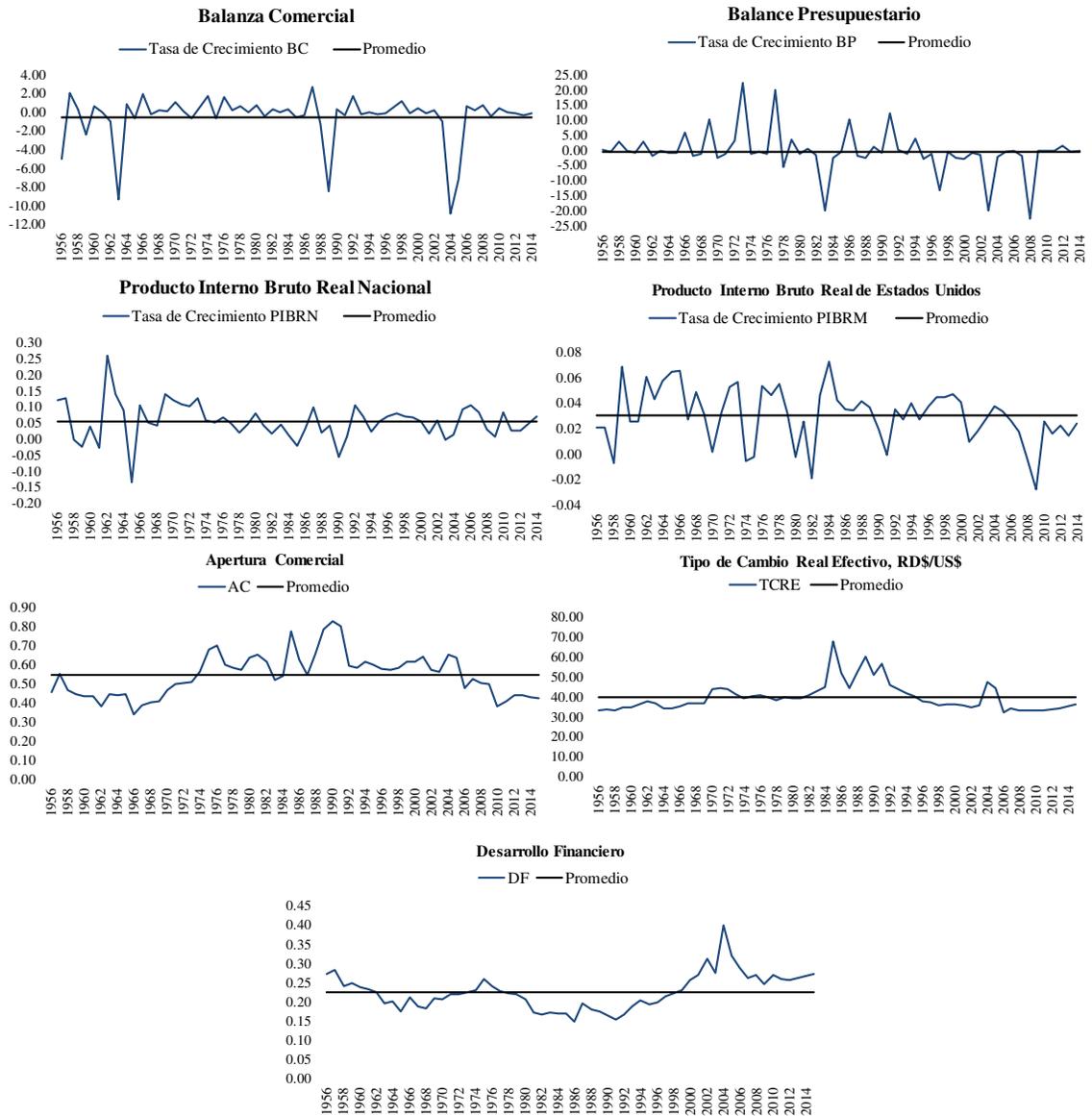
Detalle	BC (RD\$)	BP (RD\$)	TCRE (RD\$/US\$)	PIBRN (RD\$ Millones)	PIBRM (US\$ Billones)	AC (%)	DF (%)	Var. BC (%)	Var. BP (%)
Media	-30,026.71	-8,391.43	39.87	618,404.70	8,422.29	0.55	0.22	-0.46	-0.41
Mediana	-848.50	-3.20	37.70	471,279.56	7,593.80	0.55	0.22	0.03	-0.62
Máximo	8,831.30	5,692.07	67.60	1,822,892.64	15,961.70	0.83	0.40	2.79	22.45
Mínimo	-224,046.98	-128,870.51	32.36	89,829.02	2,797.40	0.34	0.15	-10.79	-22.60
Desv. Estándar	62,649.09	25,030.17	7.08	480,465.01	4,184.27	0.11	0.05	2.56	7.18
Asimetría	-2.23	-3.11	1.80	0.94	0.37	0.45	0.94	-2.72	-0.13
Curtosis	3.77	10.00	3.86	-0.13	-1.22	-0.12	2.03	7.56	4.71
Observaciones	59	59	59	59	59	59	59	59	59

Fuente: Elaboración propia.

Por otro lado, la tabla 2 presenta la matriz de correlación de las series bajo estudio. La correlación existente entre la balanza comercial y el balance presupuestario es bastante elevada con un 86.0%, con este resultado podemos ver las primeras señales de la relación que queremos establecer. Cabe destacar que el tipo de cambio real muestra signos consistentes con las estimaciones de Cruz-Rodríguez (2015) para la economía dominicana.

# Gráfico 1: Comportamiento Histórico de las Series

Variación histórica entre los años 1955-2014, en porcentaje (%).



Fuente: Elaboración propia

**Tabla 2: Matriz de Correlación**

	AC	BC	BP	DF	TCRE	PIBRM	PIBRN
AC	1.00						
BC	0.34	1.00					
BP	0.35	0.86	1.00				
DF	-0.21	-0.35	-0.27	1.00			
TCRE	0.71	0.37	0.28	-0.45	1.00		
PIBRM	0.11	-0.72	-0.56	0.45	-0.11	1.00	
PIBRN	-0.03	-0.83	-0.71	0.47	-0.20	0.97	1.00

Fuente: Elaboración propia

Para establecer una correlación de largo plazo estable entre las variables estimadas, se hace necesario comprobar el orden de integración de las mismas y los residuos para ello se emplean las pruebas Dickey-Fuller Aumentado (DFA), que permite la inclusión de rezagos a la variable dependiente en orden de corregir los errores seriales correlacionados. Como se observa en la tabla 3, el orden de las variables resultó ser  $I(0)$ , es decir, se acepta la hipótesis nula de que tienen raíz unitaria confirmando su estacionariedad, por lo que no necesitan ser diferenciados.

**Tabla 3: Prueba Dickey-Fuller Aumentado en Nivel**

Variable	Estadístico de DFA	Probabilidad
BC	-0.635076	0.4380
BP	1.888635	0.9850
TCRE	-0.194209	0.6119
PIBRN	11.287200	1.0000
PIBRM	3.791757	0.9999
DF	-0.366642	0.5482
AC	-0.384853	0.5412
Residuos	-3.493738	0.0007

Fuente: Elaboración propia

Nota: -2.61, -1.95 y -1.61 son valores críticos a 1%, 5% y

10% niveles de significancia respectivamente.

En la tabla 4 se muestra los resultados de la prueba de Dickey-Fuller Aumentado, de las variables en primera diferencia. Con este resultado, se concluye que todas las variables son estacionarias en diferencia, es decir  $I(1)$  y se puede proceder a efectuar la estimación del VEC, dada las características del mismo, se necesitan la comprobación ya que las variables en niveles representan las fluctuaciones de largo plazo del modelo, mientras las diferenciadas representan el ajuste del corto plazo. Cabe resaltar que la ecuación estimada reporta un buen ajuste para todo el período de análisis. Asimismo, los residuos son estacionarios en nivel, mostrando un orden de integración  $I(0)$ . Con estos resultados se puede continuar con la estimación de las cointegraciones.

**Tabla 4: Prueba Dickey-Fuller Aumentado en Primeras Diferencia**

<b>Variable</b>	<b>Estadístico de DFA</b>	<b>Probabilidad</b>
BC	-9.006321	0.0000
BP	-11.764478	0.0000
TCRE	-8.000811	0.0000
PIBRN	-3.596453	0.0088
PIBRM	-4.874579	0.0002
DF	-11.092512	0.0000
AC	-8.204023	0.0000

Fuente: Elaboración propia

Nota: -3.55, -2.91 y -2.59 son valores críticos a 1%, 5% y 10% niveles de significancia respectivamente.

Adicionalmente, para mayor validez de los resultados anteriores, se realiza la prueba de Phillip-Perron. Esta prueba busca al igual que la Dickey Fuller aumentado, probar la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias en una serie. Mientras la prueba ADF resuelve mediante la introducción de retardos de  $\Delta BC_t$  como variables independientes en la ecuación, la prueba de Phillips-Perron hace una corrección no paramétrica de los estadísticos t. En el caso de este modelo, las pruebas realizadas confirman la existencia de raíces unitarias que había establecido la prueba ADF, a un nivel de confianza de 95%.

Por otro lado, existen varias pruebas de cointegración que podrían utilizarse para los fines, siendo la de Johansen la escogida en este caso, debido a que puede estimar múltiples vectores de integración. Los resultados que se muestran a continuación reflejan una brecha entre la cantidad de ecuaciones cointegradas. En dicha prueba los parámetros a observar son el estadístico de la traza, el cual concluye que hay al menos tres ecuaciones cointegradas a un 0.05% de significancia y el Max-Eigenvalue que indica sólo una ecuación, al mismo nivel de confianza. No obstante, se observa la existencia de una relación de largo plazo entre el balance presupuestario y la balanza comercial.

**Tabla 5: Prueba de Phillips-Perron**

Variables	Dickey-Fuller Aumentado		Phillips Perron	
	Coeficiente	Prob.*	Coeficiente	Prob.*
	Niveles			
Balanza comercial (BC)	-0.635	0.438	-0.681305	0.4177
Balance presupuestario (BP)	1.889	0.985	-0.849017	0.344
Producto interno bruto nacional (PIBRN)	-0.194	1	15.9526	1
Producto interno bruto mundial (PIBRM)	11.287	0.99	7.648803	1
Tipo de cambio real (TCRE)	3.792	0.6119	-0.170971	0.6203
Apertura económica (AC)	-0.385	0.5412	-0.378761	0.5437
Desarrollo financiero (DF)	-0.367	0.5482	-0.356434	0.5522
	Coeficiente	Prob.*	Coeficiente	Prob.*
	Diferenciadas			
Balanza comercial (BC)	-9.006321	0	-0.029868	0.5279
Balance presupuestario (BP)	-11.764478	0	0.04906	11.2872
Producto interno bruto nacional (PIBRN)	-3.596459	0.0088	0.024478	0
Producto interno bruto mundial (PIBRM)	-4.874579	0.0002	0.024478	9.740703
Tipo de cambio real (TCRE)	-8.000811	0	-0.007136	-0.423856
Apertura económica (AC)	-8.204023	0	-0.008964	0.5965
Desarrollo financiero (DF)	-11.092512	0	-0.006952	0.6543

Fuente: Elaboración propia

\*Nota: -2.61, -1.95 y -1.61 son valores críticos a 1%, 5% y 10% niveles de significancia, respectivamente.

**Tabla 6: Prueba de Cointegración de Johansen**

Muestra (ajustada): 1958 2014				
Observaciones incluidas: 57				
Supuesto de tendencia: Tendencia no determinística				
Series: BC BP PIBRM PIBRN TCRE DF AC				
Prueba de la traza sin restricciones de cointegración (Traza)				
Hipótesis		0.05		
No. de EC(s)	Eigenvalue	Estadístico de la traza	Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0.807944	187.3612	111.7805	0
A lo sumo 1 *	0.440239	93.31304	83.93712	0.0089
A lo sumo 2*	0.370389	60.23909	60.06141	0.0483
A lo sumo 3	0.232131	33.86785	40.17493	0.1865
A lo sumo 4	0.174171	18.81208	24.27596	0.2093
A lo sumo 5	0.127185	7.904104	12.3209	0.2442
A lo sumo 6	0.002633	0.150279	4.129906	0.7488
Prueba del estadístico de la traza indica 3 eqn(s) cointegradas al nivel de 0.05				
* Rechazo de la hipótesis al 0.05				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) valores-p				
Prueba de la traza sin restricciones de cointegración (Maximum Eigenvalue)				
Hipótesis		Max-Eigen	0.05	
No. de EC(s)	Eigenvalue	Estadístico	Valor crítico	Prob.**
Ninguna *	0.807944	94.04814	42.77219	0
A lo sumo 1	0.440239	33.07395	36.63019	0.1227
A lo sumo 2	0.370389	26.37124	30.43961	0.1479
A lo sumo 3	0.232131	15.05577	24.15921	0.5038
A lo sumo 4	0.174171	10.90798	17.7973	0.3943
A lo sumo 5	0.127185	7.753825	11.2248	0.1908
A lo sumo 6	0.002633	0.150279	4.129906	0.7488
Prueba del estadístico Eigenvalue indica 1 eqn(s) cointegradas al nivel de 0.05				
* Rechazo de la hipótesis al 0.05				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) valores-p				

Fuente: Elaboración propia

Con la existencia de los vectores de cointegración, se confirma la correlación de largo plazo. Posterior a dicha comprobación, se estima la dirección en que se da, a través de las variables de interés, utilizando las pruebas de causalidad de Granger especificadas en la Tabla 7. El primer estadístico F es 12.89 muestra un rechazo a la hipótesis nula de que BP no causa BC a la Granger. El segundo estadístico F es 39.15, lo que igualmente muestra un rechazo a la hipótesis nula de que BC no causa BP a la Granger.

De modo que con estos resultados podemos concluir que existe una causalidad bidireccional entre la balanza comercial y el balance presupuestario, lo que es consistente con la evidencia encontrada por autores como Darrat (1988) y Tufail et al (2014).

**Tabla 7: Prueba de Causalidad de Granger**

<b>Prueba de Causalidad de Granger</b>			
<b>Hipótesis Nula</b>	<b>Observaciones</b>	<b>Estadístico F</b>	<b>Probabilidad</b>
BP no Causa BC a la Granger	58	12.89643811	2.73E-05
BC no Causa BP a la Granger		39.14577109	3.63E-11

Fuente: Elaboración propia

Muchos estudios han aplicado la referida prueba de Granger para inferir sobre relaciones de causalidad, sin embargo, éste procedimiento cuenta con mucha sensibilidad para modelar algunas especificaciones como son el retardo óptimo elegido y las propiedades de estacionariedad, por lo que se hace propicio utilizar el vector de corrección de errores (VEC) para comprobar el análisis de la relación estimada en primeras diferencias. Con este procedimiento se debe elegir el rezago óptimo, pues al elegir uno muy grande podría restarnos grados de libertad haciendo el modelo menos parsimonioso, mientras que uno muy pequeño podría correlacionar serialmente los residuos. Por tanto, para validar la hipótesis de déficit gemelos en la República Dominicana, luego de evidenciarla en la causalidad de Granger, se estima el vector de corrección de errores. Para el caso del presente estudio, se escogió el que no contenía ni intercepto ni tendencia en la ecuación de cointegración por haber cumplido con las condiciones necesarias mencionadas.

## 4 Resultados

Los resultados del vector de corrección de errores (VEC) se muestran en la tabla 8, en el mismo se examina la dinámica entre las variables en diferencia y un término representado por las desviaciones de la variable respecto a su nivel de equilibrio. El VEC combina variables diferenciadas que representan las fluctuaciones de corto plazo con variables en niveles lineales que representan el equilibrio en el largo plazo y está determinado por la siguiente ecuación:

$$\beta_0 BC_t + \beta_1 BP_t + \beta_2 PIBRM_t + \beta_3 PIBRN_t + \beta_4 TCRE_t + \beta_5 DF_t + \beta_6 AC_t = \varepsilon_t \quad (2)$$

**Tabla 8: Resultados del VEC**

Vector Corrección de Errores (VEC)		
Muestra (ajustada): 1958 2014		
Observaciones incluidas: 57		
Errores estándar en ( ) & estadístico t en [ ]		
Eq cointegración:	CointEq1	CointEq2
BC(-1)	1	0
BP(-1)	0	1
PIBRM(-1) (PIB mundial)	20.47123 (-17.0331) [ 1.20185] *	4.550368 (-6.15095) [ 0.73978] *
PIBRN(-1) (PIB doméstico)	-0.220044 (-0.14605) [-1.50661]	-0.064819 (-0.05274) [-1.22898]
TCRE(-1) (Tipo de cambio real)	-1304.129 (-1708.12) [-0.76349] *	-256.0355 (-616.833) [-0.41508] *
DF(-1) (Desarrollo financiero)	-146605.5 (-150862) [-0.97179] *	-70168.18 (-54478.8) [-1.28799] *
AC(-1) (Apertura económica)	63600.06 (-152258) [ 0.41771] *	24084.93 (-54983) [ 0.43804] *

Fuente: Elaboración propia

Nota: Variables significativas a 0.5% o menos tienen paréntesis (\*)

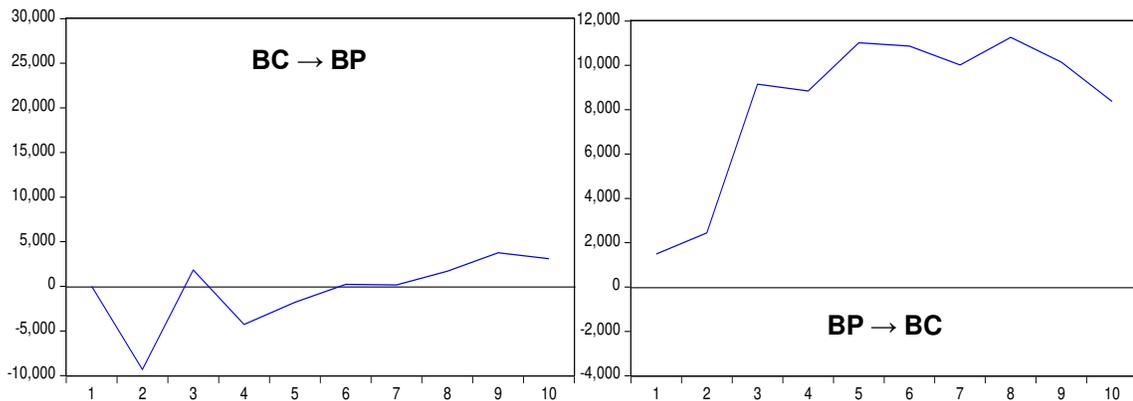
Los resultados de corto plazo se reflejan en la matriz identidad del vector de corrección de errores (tabla 8), confirmando la existencia de una relación positiva entre el déficit fiscal y el déficit comercial. Con respecto al resto de las variables, el desarrollo financiero es negativo, consistente con el signo esperado. No obstante, el PIB nacional resultó con signo contrario al esperado. El PIB mundial y la apertura comercial arrojaron signos positivos, mientras que el tipo de cambio es negativo. Las variables significativas al 0.5% son: el tipo de cambio real, el desarrollo financiero y la apertura comercial.

La dinámica de ajuste del largo plazo se representa en las funciones de impulso-respuesta, realizadas a partir del vector de corrección de errores y donde se visualiza la

forma que adoptaría cada variable ante un choque, representando los diferentes ajustes en las gráficas 2 y 3.

Cabe destacar que el déficit comercial, ante un aumento del déficit fiscal, disminuye los primeros dos años para luego irse ajustando hasta tornarse en mayor déficit al cabo de unos seis años, manteniéndose todo lo demás constante. En el caso del déficit fiscal, el mecanismo de transmisión por un aumento del déficit comercial es mayor, por lo que el déficit del gobierno aumenta en una gran proporción desde el primer año.

**Gráfico 2: Respuesta de ambos déficits ante un choque en la variable relevante**

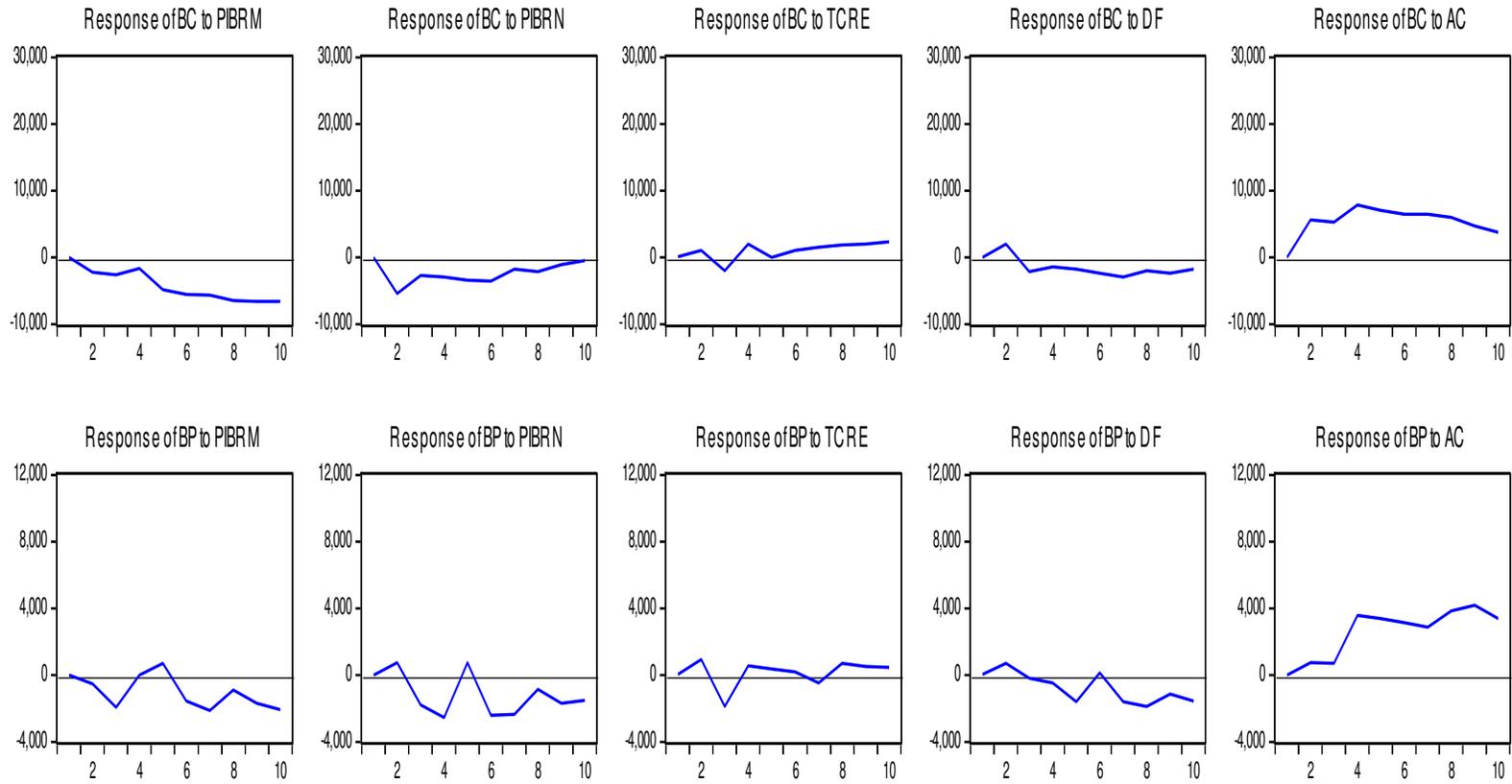


Fuente: Elaboración propia

Por otro lado, ante un choque de demanda externa el déficit de balanza comercial se haría negativo, esto también surge por el grado de correlación de las variables, es decir, ante un aumento de la demanda externa, se deteriorarían los términos de intercambio, haciendo la balanza comercial deficitaria, ajustándose en el octavo año, lo mismo pasa con el PIB doméstico. En cuanto al desarrollo financiero y la apertura comercial los resultados toman rumbos distintos, es decir, el desarrollo financiero se deteriora ante un choque de balanza comercial y la apertura comercial se vería impactada favorablemente ante lo mismo, tomando un sendero positivo con un año de rezago.

En la tabla 9 se resumen los resultados de la descomposición de varianza para el déficit fiscal (BP) y el déficit comercial (BC), desde el primer al décimo año. Al analizar los datos, se puede observar que para el segundo año (corto plazo), un choque o innovación en el balance comercial cuenta el 84.6% de la variación en el mismo balance, de igual forma, en el décimo año (largo plazo), un impulso en el balance comercial sigue explicando el 84.8% de la variación del déficit fiscal. En otro orden, para el segundo año un choque en el balance presupuestario puede causar un 8.5% de fluctuación en el balance comercial y causar un 2.7% para el décimo año.

**Gráfico 3: Respuesta de Cholesky a Innovaciones en la Desviación Estándar**



Fuente: Elaboración propia

Respecto a las demás variables, el PIBRM y la AC son las variables que al recibir un choque causan la mayor fluctuación el balance comercial con un 2.9% para ambas. El PIBRN y el DF causan un 0.5% y el TCRE apenas un 0.1%, para el segundo año. Cuando se hace el análisis más a largo plazo, el impacto de un choque en el PIBRM y la AC se hace más fuerte al causar una fluctuación en el balance comercial de un 4.6% y 6.4% respectivamente. Un impulso al PIBRN es causa del 1.6% de la variación en el BC, el DF un 0.6% y el TCRE un 0.4% sobre el mismo balance, durante el décimo período.

Por otro lado, se puede observar que, para el segundo año, un choque en el balance presupuestario tiene un efecto más conservador representando el 10.5% de la variación en el mismo balance, en un escenario de largo plazo el efecto se intensifica contando el 77.2% de la variación en BP. Si consideramos los efectos de una innovación en el balance comercial en el corto plazo empieza causando el 86.1% de las fluctuaciones en el déficit fiscal, para luego pasar en el largo plazo a causar sólo el 8.1% de la variación.

En el caso de las demás variables, un choque en el PIBRM causa el 0.4% de la variación en el balance fiscal, el PIBRN causa el 0.7%, el TCRE un 1.1%, la AC un 0.6% y el DF causa un 0.6%, en el segundo año de estudio. En largo plazo, diez años, un impulso de la variable PIBRM explica el 1.9% de la fluctuación en el déficit fiscal, el PIBRN un 2.7%, el TCRE un 0.6%, la AC un 8.5% y el DF un 1.0% del balance presupuestario.

Cabe destacar que el promedio de la varianza para el choque de BP explicado por BC es de 3.3% y el promedio correspondiente al choque de BC explicado por BP es de 58.2%. En ese orden, el primer choque alcanza un máximo de 8.5%, para luego caer a 2.7%, mientras que el segundo choque se mantiene en un continuo aumento alcanzando un 77.2%. A raíz de estos resultados, la brecha que separa ambas descomposiciones de varianza no confirma la causalidad concluida por la prueba de Granger de forma robusta, en ambas direcciones.

**Tabla 9: Descomposición de la Varianza**

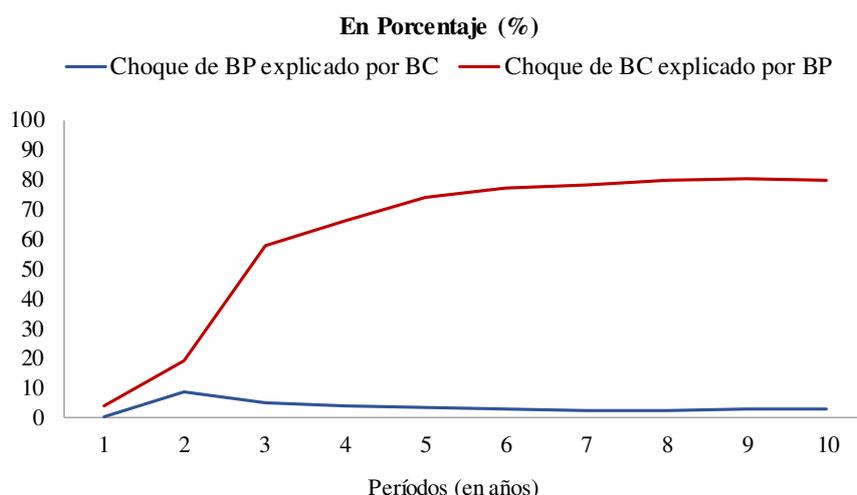
<u>Descomposición de la Varianza de BC:</u>								
Período	S.E.	BC	BP	PIBRM	PIBRN	TCRE	AC	DF
1	19350.38	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	32017.29	84.58955	8.488637	0.525553	2.903535	0.103583	2.881706	0.507433
3	43033.75	88.54357	4.881374	0.676706	2.023153	0.282115	3.122388	0.470690
4	52118.32	88.57326	4.002627	0.573185	1.711113	0.332559	4.447451	0.359809
5	58911.07	88.43577	3.224766	1.128271	1.682525	0.260333	4.928601	0.339730
6	63616.40	87.81531	2.766474	1.751426	1.753131	0.246997	5.275943	0.390721
7	67141.93	87.12187	2.484106	2.283251	1.652408	0.266366	5.688412	0.503583
8	69459.12	86.05608	2.381179	3.005626	1.646864	0.313609	6.069686	0.526960
9	70838.79	84.78541	2.572461	3.773019	1.608417	0.380478	6.288786	0.591425
10	71760.06	83.67859	2.691653	4.544971	1.571896	0.474087	6.410442	0.628364

<u>Descomposición de la varianza de BP:</u>								
Período	S.E.	BC	BP	PIBRM	PIBRN	TCRE	AC	DF
1	7709.648	3.733682	96.26632	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	8828.087	10.51220	86.08553	0.387015	0.699498	1.088569	0.582931	0.644253
3	13165.17	53.04394	38.95146	2.422517	2.169321	2.577441	0.527292	0.308024
4	16569.77	61.96745	25.85508	1.529841	3.738442	1.733627	4.954035	0.221520
5	20298.93	70.75087	17.44685	1.137057	2.624217	1.181689	6.231238	0.628075
6	23490.85	74.25076	13.64309	1.298435	3.032607	0.888599	6.401476	0.485037
7	26011.55	75.38711	11.62505	1.728658	3.291946	0.761718	6.505020	0.700501
8	28707.48	77.29612	9.567856	1.519477	2.793190	0.678457	7.229763	0.915138
9	30859.36	77.70229	8.314800	1.632835	2.735402	0.614247	8.123124	0.877298
10	32386.99	77.22091	8.090111	1.908511	2.708437	0.577449	8.522172	0.972409

Fuente: Elaboración Propia

#### Gráfico 4: Comportamiento de la Descomposición de Varianza



Fuente: Elaboración Propia

## 5 Conclusión

En este trabajo se examinó la correlación y la dirección de la posible causalidad entre el saldo del balance comercial y el resultado presupuestario del gobierno para la economía dominicana, usando una serie de tiempo con periodicidad anual, comprendidos entre los años 1955–2014. Como resultado del análisis empírico, la hipótesis de los déficits gemelos se comprueba para la República Dominicana en el sentido de que hay una correlación positiva entre ambos balances, contraria a la evidencia empírica anterior de Gutiérrez (2003) para el país. Las estadísticas descriptivas confirman el resultado deficitario durante el promedio de años de estudio, tanto para el balance comercial como para el balance presupuestario. En esa línea, el análisis de la matriz de correlación apunta a una fuerte relación entre los balances, que alcanza el 86.0%, siendo el primer resultado en favor de la teoría de los déficits gemelos.

Adicionalmente, los estudios de causalidad de Granger arrojan una relación bidireccional entre las variables de interés, lo que significa que el balance presupuestario causa el balance comercial a la Granger y viceversa, opuesto al enfoque más convencional de la teoría y en consistencia con los resultados de autores como Darrat (1988) y Tufail et al (2014). En esa misma línea, las estimaciones a partir del vector de corrección de errores (VEC) y el desglose de resultados para la prueba de impulso-respuesta, constatan de igual manera la dirección de relación para el balance fiscal y el saldo comercial, y la correlación positiva entre ambos saldos. Se incluye, además, el análisis de la descomposición de varianza con el fin de comprobar la significancia de los efectos y signos esperados de cada variable analizada y comprobar la relación de causalidad en que están interactuando las variables en favor de la teoría económica.

Respecto a los signos esperados de las demás variables, el desarrollo financiero es negativo y consistente con el signo esperado, lo que podría significar que un adecuado desarrollo financiero puede crear cierta estabilidad cambiaria que contribuiría a disminuir el déficit comercial dominicano. No obstante, el PIB nacional resultó con signo contrario. En otro orden, el PIB mundial y la apertura comercial arrojaron signo positivo, apoyando la visión de

que Estos Unidos podría estar produciendo bienes sustitutos de los bienes dominicanos, en detrimento de la balanza comercial del país y que efectivamente la economía dominicana ante una mayor apertura aumenta significativamente las importaciones acentuando el déficit de cuenta corriente; mientras que para el tipo de cambio real efectivo el signo es negativo, consistente con la teoría económica de que las apreciaciones de la moneda nacional (disminuciones del tipo de cambio) intensifican el déficit de la economía.

Estas conclusiones hacen que la República Dominicana constituya un valioso caso de estudio para investigar a fondo la dinámica de los balances, presupuestario y de cuenta corriente, al igual como de los mecanismos de financiamiento y corrección de déficits en trabajos posteriores.

## Referencias

- Abell, J. D. (1990). Twin deficits during the 1980s: An empirical investigation. *Journal of Macroeconomics*, 12(1). Pp. 81-96.
- Akbaş, Y. E. & Lebe, F. (2016). Current account deficit, budget deficit and savings gap: is the twin or triplet deficit hypothesis valid in G7 countries? *Prague Economic Papers*, 25(3). Pp. 271-286.
- Afonso, A; Huart, F.; Jalles, J. T. & Stanek, P. (2018). Twin deficits revisited: a role for fiscal institutions? Working Paper 031-2018. Research in Economics and Mathematics.
- Aloryito, G.K., Senadza, B. y Nketiah-Amponsah, E. (2016). Testing the twin deficits hypothesis: effect of fiscal balance on current account balance-a panel analysis of Sub-Saharan Africa. *Modern Economy*, 7. Pp. 945-954.
- Else, J. & Bahmani-Oskooee, M. (1992). Are the twin deficits really related? A comment. *Contemporary Economic Policy*, 10(1). Pp. 108-111.
- Asrafuzzaman; Roy, A. y Das Gupta, S. (2013). An empirical investigation of budget and trade deficits: the case of Bangladesh. *International Journal of Economics and Financial*, 3(3). Pp.570-579.
- Azgün, S. (2011). Determinants of foreign trade deficits in the Turkish economy. *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 5(2). Pp. 149-156.
- Azgün, S. (2012). Twin deficit hypothesis: evidence from the Turkish economy. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 13(2). Pp. 189-196.
- Bahmani-Oskooee, M. (2007). ¿Los déficits públicos favorecen los déficits comerciales en España? *ICE, Nuevas Tendencias en Política Fiscal*, 835. Pp. 7-24.
- Banday, U. J. & Aneja, R. (2019). Twin deficit hypothesis and reverse causality: a case study of China. *Palgrave Communications*, 5(93). Pp. 1-10.
- Bilmana, M. E. & Karaoğlan, S. (2020). Does the twin deficit hypothesis hold in the OECD countries under different real interest rate regimes? *Journal of Policy Modeling*, 42(1). Pp. 205-215.
- Constantine, C. (2015). Rethinking the Twin Deficits. *Journal of Australian Political Economy*, 74. Pp. 57-80.
- Cruz-Rodríguez, A. (2015). Crecimiento económico y desalineación del tipo de cambio real en la República Dominicana: ¿Hay alguna relación? *Ciencia & Sociedad*. 40(3). Pp. 571-605.
- Cruz-Rodríguez, A. (2016). Tipo de cambio real en la República Dominicana: Enfoques alternativos de equilibrio y desalineamiento. *Ciencia & Sociedad*. 41(3). Pp. 519-616.
- Darrat, A. F. (1988). Have large budget deficits caused rising trade deficits. *Southern Economic Journal*, 54(4). Pp. 879-887.
- Dibooğlu, S. (1997). Accounting for US Current Account Deficits: an empirical investigation. *Applied Economics*, 29. Pp. 787-793.

- Enders, W. & Lee, B. S. (1990). Current account and budget deficits, twin or distant cousins? *The Review of Economics and Statistics*, 72(3). Pp. 373-81.
- Epaphra, M. (2017). The twin deficits hypothesis: an empirical analysis for Tanzania. *The Romanian Economic Journal*, XX(65). Pp. 2-34.
- Erceg, C.; Guerrieri, L. & Gust, C. (2005). Expansionary fiscal shocks and the trade deficit. International Finance Discussion Papers 825, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Feldstein, M. (1986). The budget deficit and the dollar. Working Papers 1898, National Bureau of Economic Research.
- Fidrmuc, J. (2002). Twin deficits: Implications of current account and fiscal imbalances for the accession countries. *Focus on Transition*, 2. Pp. 72-83.
- Furceri, D. & Zdzienicka, A. (2018). Twin deficits in developing economies. Working Paper Wp/18/170. International Monetary Fund.
- Guadalupe-Hernández, C. & Padilla, F. (2012). El déficit gemelo de los Estados Unidos, una comparación de dos períodos (1981-1988, 2001-2008). *Ecorfan Journal*, 3(6). Pp. 85-100.
- Gutiérrez, H. (2003). Desajustes fiscales y su impacto en la cuenta corriente: una aproximación al proceso de ajuste externo de la economía dominicana. *Nueva Literatura Económica*, 7. Pp. 19-71.
- Handoyo, R. D.; Erlando, A. & Astutik, N. T. (2020). Analysis of twin deficits hypothesis in Indonesia and its impact on financial crisis. *Heliyon*, 6(1). Pp. 1-9.
- Hakro, A. N. (2009). Twin deficits causality link-evidence from Pakistan. *International Research Journal of Finance and Economics*, 24. Pp. 54-70.
- Hutchison, M. & Piggot, C. (1984). Budget deficits, exchange rates, and the current account: Theory and U.S. evidence. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Islam, M. & Rahimian, E. (2005). An empirical analysis of the relationship between the budget deficit and the trade deficit. *International Academy of Business and Economics*, 5(2). Pp. 1-12.
- Kim, K. H. (1995). On the long run determinants of the US trade balance: A comment. *Journal of Post Keynesian Economics*, 17(3). Pp. 447-455.
- Miller, S. & Russek, F. (1989). Are the Twin Deficits Really Related? *Contemporary Economic Policy*, 7(4). Pp. 91-115.
- Mukhtar, T., Zakaria, M. & Ahmed, M. (2007). An empirical investigation for the twin deficit hypothesis in Pakistan. *Journal of Economic Cooperation*, 28(4). Pp. 63-80.
- Mundell, R. (1962) "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates", *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29: 475-85.
- Ngakosso, A. (2016). Congo's twin deficit hypothesis: an empirical evaluation case study. *American Journal of Economics*, 6(1). Pp. 1-14.
- Puah, C., Lau, E. & Tan, K. (2006). Budget-current account deficits nexus in Malaysia. MPRA Working Paper 37677. University Library of Munich, Germany.
- Ratha, A (2011). Twin deficits or distant cousins? Evidence from India. Economics Faculty Working Papers 5. St. Cloud State University.
- Senadza, B. & Aloryito, G. K. (2016). The twin deficits hypothesis: Evidence from Ghana. *International Journal of Business and Economic Sciences Applied Research*, 9(3). Pp. 55-62.
- Siddiki, J. & Daly, V. (2009) The twin deficits in OECD countries: Cointegration analysis with regime shifts. *Applied Economics Letters*, 16(1). Pp. 1155-1164.
- Sinicakova, M; Sulikova, V & Gavurova, B. (2017). Twin deficits threat in the European union. *E+M*, XX(1). Pp. 144-156.
- Sobrino, C. (2013). The twin hypothesis and reverse causality: A short-run analysis of Peru. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 18(34). Pp. 9-15.

- Šulíková, V.; Siničáková, M. & Horváth, D. (2014). Twin deficits in small open Baltic economies. *Panoeconomicus*, 2. Pp. 227-239.
- Sunday, O. A. (2013). Deficit financing and trade balance in Nigeria. *International Journal of Accounting Research*, 1(2). Pp. 49-54.
- Suresh, K.G. & Gautam, V. (2015). Relevance of twin hypothesis: an econometric analysis with reference to India. *Theoretical Economics Letters*, 5. Pp. 304-311.
- Tufail, M., Anwar, S., Hassan, S. & Abbas, K. (2014). Effect of budget deficit on trade deficit in Pakistan (a time series analysis). *Journal of Finance and Economics*, 2(5). Pp. 145-148.
- Vamvoukas, G. A. (1997). Have large budget deficits caused increasing trade deficits? Evidence from a developing country. *Atlantic Economic Journal*, 25(1). Pp. 80-90.
- Vamvoukas, G. (1999). The twin deficits phenomenon: evidence from Greece. *Applied Economics*, 31(9). Pp. 1093-1100.
- Yeboua, K. (2020). Twin deficits phenomenon in the West African economic and monetary union countries: panel data analysis. Research Paper 377. African Economic Research Consortium.
- Zietz, J. & Permberton D.K. (1990). The US Budget and trade deficits: A simultaneous equation model. *Southern Economic Journal*. 57(1). Pp. 23-34.