

Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

2018

Volumen 5
Octubre 2018

Evaluación de combinaciones de inflación en Nicaragua
(NICA): Un método eficiente para combinar pronósticos

Carlos E. Castillo-Maldonado y Edson R. Ortiz-Cardona

Buscando los motores de crecimiento: Un modelo de
crecimiento por demanda para Nicaragua

José Noguera García

Elasticidad ingreso del gasto sanitario en los hogares
nicaragüenses

*Roxana Sofía Gómez Valle, Darling Anielka Rodríguez, Flavia Alexandra
García Álvarez y Gabriela Judith López Gutiérrez*

Estimación del déficit fiscal de la economía nicaragüense,
ajustado por ciclo económico

Luis Manuel Padilla Larios

Un análisis de sensibilidad macroeconómica para Nicaragua:
Un enfoque bayesiano

William Mendieta Alvarado



Banco Central de Nicaragua

Emitiendo confianza y estabilidad

Revista de Economía y Finanzas
Vol 5-2018 - páginas 172

© Banco Central de Nicaragua

Kilómetro 7, Carretera Sur, 100 mts. al este
Pista Juan Pablo II
Managua, Nicaragua

Apartados postales: 2252 y 2253
Teléfono: (505) 2255-7171

Web: <<http://www.bcn.gob.ni/estadisticas/revista/index.php>>
Correo-e: oaip@bcn.gob.ni

Fax: (505) 2265-1246

ISSN 2313-8696 (edición impresa)
ISSN 2409-3270 (edición electrónica)

Diseño y diagramación: Jenny Rivera N.

Fecha de publicación: Octubre 2018

Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

2018

Volumen 5
Octubre 2018

Editor

Mario Aráuz Torres – Investigador Principal - Dirección de
Investigaciones Económicas, BCN

Comité Editorial

Ovidio Reyes Ramírez – Presidente del BCN

Sara Amelia Rosales Castellón – Gerente General del BCN

Nina Conrado Cabrera – Gerente de Estudios Económicos del BCN



Banco Central de Nicaragua

Emitiendo confianza y estabilidad

Presentación

El Banco Central de Nicaragua (BCN), con el objetivo de fomentar la investigación en temas relevantes para la economía nicaragüense, presenta el quinto volumen de la Revista de Economía y Finanzas. Este volumen se constituye de cinco estudios referidos a temas sobre Evaluación de combinaciones de inflación en Nicaragua (NICA): un método eficiente para combinar pronósticos; Buscando los motores del crecimiento: un modelo de crecimiento por demanda para Nicaragua; Elasticidad ingreso del gasto sanitario en los hogares nicaragüenses; Estimación del déficit fiscal de la economía nicaragüense, ajustado por ciclo económico; y Un análisis de sensibilidad macroeconómica para Nicaragua: Un enfoque bayesiano.

La primera investigación describe el algoritmo denominado NICA, construido para generar pronósticos de inflación en Nicaragua. El estudio construye diversos modelos para proyectar inflación y genera pesos específicos para cada pronóstico en base a su precisión histórica, para diferentes horizontes de proyección. Asimismo, considera un procedimiento endógeno de selección de pronósticos basado en las distribuciones estadísticas de los pesos de cada modelo. Los pronósticos de inflación se basan en modelos ARMA, OLS, SWLS, VAR y VEC, utilizando información trimestral para el período comprendido entre 2001 y 2017. Los resultados indican que los pronósticos de inflación derivados del algoritmo NICA son más precisos que los obtenidos por otros métodos comunes de combinación de pronósticos que existen actualmente en la literatura.

Por su parte, el segundo estudio evalúa los factores que impulsan el crecimiento económico de Nicaragua, desde una perspectiva de demanda agregada, en respuesta al cuestionamiento de los supuestos de la teoría neoclásica, a raíz de la crisis financiera de 2008. La investigación usa un modelo Auto-Regresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL), para determinar las variables macroeconómicas que inciden en la producción. Los resultados muestran que el crecimiento económico de Nicaragua responde positivamente a los efectos de la demanda. Más importante todavía, las

exportaciones y en menor medida el gasto del gobierno fueron los motores de crecimiento en el período 1994–2011.

La tercera investigación estudia la elasticidad ingreso del gasto sanitario en los hogares nicaragüenses. Hace uso de la Encuesta de Medición de Nivel de Vida (EMNV) 2014 y analiza la variabilidad del gasto en salud respecto al ingreso por medio del cálculo de las elasticidades para catalogar la salud como un bien normal, inferior o de lujo. Se determina que las decisiones de gasto en los hogares, se encuentran influenciadas por factores como el número de niños y ancianos, índice de riqueza, remesas familiares y el área de residencia en el caso de la región Caribe. Los resultados indican que la salud en Nicaragua es un bien de primera necesidad, por ello, una mayor participación del sector público en la provisión de servicios de salud se ajusta a la lógica redistributiva. También se confirma la existencia de brechas en los niveles territoriales y entre grupos etarios.

El cuarto estudio analiza el déficit fiscal de la economía nicaragüense, utilizando un enfoque de ajuste por ciclo económico, que ayuda al escrutinio de la política fiscal. La variable clave de estudio es el balance primario, el cual excluye el pago de intereses de la deuda y las donaciones recibidas. Mediante un método que abarca la estimación del producto potencial y elasticidades de ingresos, se obtuvo el balance primario del Gobierno Central (GC) ajustado por el ciclo y se comparó con el balance primario tradicional, para el período 2002–2017. El estudio muestra diversos períodos en que la economía ha operado por encima y por debajo del producto potencial y se realizan comparaciones entre el balance primario ajustado por el ciclo y el balance primario tradicional. También, se brindan algunas recomendaciones para implementar una regla fiscal basada en el ajuste por ciclo, a la luz de la literatura consultada.

Finalmente, la quinta investigación presenta una cuantificación de la sensibilidad del crecimiento económico y de la tasa de inflación de Nicaragua según choques internos y externos. El análisis utiliza las estimaciones de un modelo BVAR. Los choques son analizados y cuantificados mediante funciones impulso-respuesta, descomposiciones históricas y de varianzas. El análisis sugiere que tanto el crecimiento como la inflación son muy

sensibles a la incidencia de factores externos. Las políticas económicas dirigidas hacia el aumento de la productividad, la efectividad de la política fiscal y la implementación de una política monetaria más activa, ayudarían a reducir estas vulnerabilidades en el corto y el mediano plazo.

El contenido de la revista incluye trabajos seleccionados del certamen “Premio de Economía Finanzas y Desarrollo” y de la agenda propia de investigaciones del BCN. El análisis y conclusiones que de ésta se derivan, son de exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan la posición oficial del BCN.



ÍNDICE



- 1 Evaluación de combinaciones de inflación en Nicaragua (NICA): Un método eficiente para combinar pronósticos
Carlos E. Castillo-Maldonado y Edson R. Ortiz-Cardona
- 35 Buscando los motores del crecimiento: Un modelo de crecimiento por demanda para Nicaragua
José Noguera García
- 65 Elasticidad ingreso del gasto sanitario en los hogares nicaragüenses
Roxana Sofía Gómez Valle, Darling Anielka Rodríguez, Flavia Alexandra García Álvarez y Gabriela Judith López Gutiérrez.
- 93 Estimación del déficit fiscal de la economía nicaragüense, ajustado por ciclo económico
Luis Manuel Padilla Larios
- 133 Un análisis de sensibilidad macroeconómica para Nicaragua: Un enfoque bayesiano
William Mendieta Alvarado

Evaluación de combinaciones de inflación en Nicaragua (NICA): Un método eficiente para combinar pronósticos^{1/}

Carlos E. Castillo-Maldonado y Edson R. Ortiz-Cardona

Resumen

En el presente documento se describe el desarrollo, evaluación y resultados del algoritmo denominado NICA, el cual fue construido para generar pronósticos de inflación eficientes para Nicaragua. Este procedimiento construye diversos modelos para proyectar inflación y genera pesos específicos para cada pronóstico en base a su precisión histórica, para diferentes horizontes de proyección. Asimismo, considera un procedimiento endógeno de selección de pronósticos a combinar, basado en las distribuciones estadísticas de los pesos de cada modelo. Los pronósticos de inflación se basan en modelos ARMA, OLS, SWLS, VAR y VEC, utilizando información trimestral para el período comprendido entre 2001Q4 y 2017Q1. Los resultados obtenidos indican que los pronósticos de inflación derivados del algoritmo NICA son más precisos que los obtenidos por otros métodos comunes de combinación de pronósticos que existen actualmente en la literatura.

Palabras clave: Nicaragua, Combinación de pronósticos, Inflación.

Códigos de clasificación JEL: C5, C6.

1/ Los autores pertenecen al Departamento de Investigaciones Económicas del Banco de Guatemala. Para comentarios comunicarse a los correos: cecm@banguat.gob.gt y eroc@banguat.gob.gt. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de sus autores y no representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

Combinar pronósticos de diferentes fuentes para obtener una proyección más eficiente es un método utilizado en múltiples disciplinas (Clemen, 1989). A partir de los trabajos seminales de Reid (1968 y 1969) y de Bates y Granger (1969), la combinación de pronósticos se ha convertido en una herramienta comúnmente utilizada en la investigación académica, en las empresas privadas, así como en las entidades del sector público, para mejorar el grado de precisión de sus proyecciones. En particular, los bancos centrales han realizado investigaciones sobre el tema y desarrollado procedimientos internos basados en la combinación de pronósticos para proporcionar una mejor intuición sobre las fluctuaciones esperadas de corto plazo de las principales variables que influyen en las acciones de política monetaria, particularmente en los pronósticos de inflación (Kapetanios et al., 2005 y 2008; Adolfson et al., 2007; Coletti & Murchison, 2002; Samuels & Sekkel, 2013; Bjornland et al., 2012; Aiolfi, Capistran & Timmermann, 2010; González, 2010; Bello, 2009; y Hubrich y Skudelny, 2016).

No obstante, el uso generalizado de este método, la razón intrínseca del por qué la combinación de pronósticos de diversos modelos proporciona una estimación más precisa que la proyección obtenida del mejor modelo de pronóstico, sigue siendo un enigma. Sin embargo, algunas justificaciones indican que este método: i) proporciona un seguro en contra de inadecuadas especificaciones o de sesgos por variables omitidas en modelos (Baumeister, et al., 2015; Bjornland et al., 2012); ii) es una estrategia útil para asegurarse contra cambios estructurales en los datos (Hendry & Clements, 2004; Diebold & Pauly, 1987; Makridakis, 1989); iii) es una aproximación razonable para proyectar relaciones no lineales existentes de manera implícita entre variables (Pesaran & Timmermann, 2007; Marcellino, 2004; Hubrich & Skudelny, 2016); y iv) por simple diversificación del riesgo (Bates & Granger, 1969).

Adicionalmente, a pesar de sus reconocidas ventajas, no existe un consenso sobre el mejor método para combinar pronósticos. En este sentido, Samuels y Sekkel (2013) indican que el método a elegir tiene que tomar en consideración, de manera simultánea, dos aspectos interrelacionados:

i) un esquema de pesos; y ii) un proceso de preselección de pronósticos a combinar (también conocido como “recorte” o “*trimming*”). En relación al primer aspecto, Timmerman (2010) proporciona un resumen completo de los métodos más recientes utilizados para combinar pronósticos e indica que los dos métodos más utilizados para tal efecto, derivado de su simplicidad de cálculo y de la intuición que proporcionan, son: a) la estimación de pesos para cada modelo de pronóstico en función de la precisión promedio histórica de los mismos para proyectar una variable; b) el otorgamiento del mismo peso para cada modelo de pronóstico. Con relación al segundo aspecto, los métodos para preseleccionar los pronósticos a combinar pueden ser clasificados en exógenos y endógenos. La primera categoría comprende aquellos métodos que quedan a discreción del seleccionador de pronósticos a combinar i.e. los 10 mejores; el 25% del total, etc. La segunda categoría comprende aquellos métodos que utilizan alguna técnica específica para seleccionar los mejores modelos de pronóstico. En la práctica es difícil determinar que categoría de preselección de pronósticos es la mejor, ya que existen resultados mixtos. Mientras que algunos estudios indica que la preselección o reducción estricta de pronósticos, también conocido como “*hard trimming*” proporciona mejores estimaciones (Makridakis & Winkler, 1983), algunos otros estudios indican que es mejor no llevar a cabo ningún recorte preliminar; este enfoque es denominado sabiduría de las masas o “*crowd wisdom*” (Stock & Watson, 2002).

En este documento se pretende contribuir a la literatura sobre combinación de pronósticos por medio de la aplicación y comparación de diferentes métodos de combinación de pronósticos para obtener estimaciones robustas de la inflación de Nicaragua. En particular, desarrollamos un algoritmo denominado Evaluación de Combinaciones de Pronósticos de Inflación en Nicaragua, ECPI-NICA, de aquí en adelante NICA^{2/}, el cual consiste en un sistema que genera pesos para cada modelo de pronóstico en función de la precisión promedio histórica de los mismos en cada período del horizonte de proyección. En particular, se construyen distribuciones estadísticas de pesos para cada período a proyectar, con base en estimaciones efectuadas por medio de ventanas móviles, seleccionando solamente aquellos pronósticos

2/ NICA es el acrónimo de *Nicaraguan Inflation Combination Assessment*, título original del documento en idioma inglés.

cuyos pesos se sitúan en el lado derecho de dichas distribuciones; es decir, aquellos que tienen un grado de significancia igual o inferior a 5%.

La combinación de resultados generados por este método se compara con el procedimiento de combinar pronósticos utilizando pesos similares para todos los modelos independientemente del horizonte de proyección, así como con el método que selecciona el mejor modelo de pronóstico para cada horizonte de proyección. Los pronósticos de inflación se generan por medio de cinco modelos: ARIMA, OLS, SWLS, VAR y VEC, los cuales se estiman utilizando información trimestral para el período 2001Q4-2017Q1. Adicionalmente, para efectos de la estimación y generación de pronósticos por medio de estos modelos, se consideran cuatro fundamentos de la inflación de Nicaragua: la inflación de EEUU, la oferta monetaria interna, el crédito bancario al sector privado en Nicaragua, y el tipo de cambio del Córdoba respecto del dólar norteamericano. Por lo tanto, utilizando diferentes combinaciones de variables con distintos rezagos, se pudo llegar a construir un total de 309 modelos y pronósticos de inflación para combinar.

Los resultados obtenidos favorecen el uso del algoritmo NICA sobre los otros dos esquemas utilizados como referencia. En este sentido, se recomienda incorporar el algoritmo NICA como complemento del conjunto de herramientas utilizado por el Banco Central de Nicaragua para generar los pronósticos macroeconómicos que sirven de base para la toma de decisiones de política monetaria. El documento se organiza de la siguiente manera: La sección 2 describe el método de combinación de pronósticos del algoritmo NICA; la sección 3 describe el conjunto de modelos de pronóstico y la base de datos empleada; la sección 4 presenta los resultados del análisis empírico; y la sección 5 presenta las conclusiones del estudio.

2. Combinación de pronósticos

En esta sección se describe el método para combinar pronósticos utilizados en el análisis empírico y su comparación con otros criterios para combinar pronósticos.

2.1 Método de combinación

Cualquier método para combinar pronósticos tiene que tomar en cuenta, de manera simultánea, dos aspectos interrelacionados (Samuels & Sekkel, 2013): i) un sistema de ponderación; y ii) un proceso de preselección de los pronósticos a combinar. Con respecto al primer aspecto, diversos esquemas para ponderar pronósticos han sido propuestos por diversos autores, partiendo con el descrito en el trabajo original de Bates & Granger (1969). Si bien algunos métodos son más complejos que otros, los más comunes son: i) los pesos estimados en función de la precisión promedio histórica de cada modelo de pronóstico para proyectar una variable (Granger & Newbold, 1974; Stock & Watson, 2002); ii) el otorgamiento del mismo peso para cada modelo de pronóstico (Stock & Watson, 2004); iii) la estimación de pesos por mínimos cuadrados (Granger & Ramanathan, 1984); y iv) la estimación de pesos por el Método Generalizado de Momentos (Elliot & Timmermann, 2004), sólo por citar algunos de ellos. Los dos primeros métodos mencionados son los más utilizados debido a la simplicidad de su cálculo y a la intuición que proporcionan. Ambos métodos son también utilizados como referencia en el análisis empírico, cuyos resultados se presentan más adelante. El más completo y reciente compendio de métodos de combinación de pronósticos en la literatura económica se encuentra en Timmermann (2010).

El segundo aspecto, el cual se encuentra interrelacionado con el anterior, se refiere al número y a los tipos de pronósticos a combinar. ¿Deberíamos combinar todos los pronósticos disponibles? O ¿deberíamos seleccionar entre ellos y solamente combinar los más eficientes? Y de ser así, ¿cómo procedemos al respecto? La literatura económica clasifica la preselección de pronósticos en dos categorías principales: exógenos (o predeterminados) y endógenos (autoseleccionados en base a un criterio específico). La preselección exógena de pronósticos es un procedimiento donde el número de pronósticos a combinar (independientemente del método utilizado) se encuentra en función de un criterio previamente establecido por el investigador. Por ejemplo, utilizar solamente 5 modelos o el 5% de ellos, en función del valor estimado del estadístico R cuadrado de cada modelo. Por su parte, la preselección endógena consiste en un procedimiento de

selección donde el número de pronósticos a ser combinados dependerá de un proceso de autoselección en función de la eficiencia de cada pronóstico (usualmente en base al criterio del error cuadrático medio, MSE). En la práctica, la utilización de procedimientos de preselección de pronósticos ha generado resultados mixtos. Por un lado, ciertos estudios establecen que los procedimientos de preselección proporcionan resultados más eficientes (Makridakis y Winkler, 1983)^{3/}, mientras que otros estudios argumentan a favor de lo que denominan “la sabiduría de las masas”, es decir, utilizar todos los modelos disponibles sin llevar a cabo ningún proceso de preselección ya que cada pronóstico proporciona una contribución marginal positiva (Stock & Watson, 2002).

El método empleado en el análisis empírico del presente documento se basa en la eficiencia histórica de cada modelo para proyectar ocho trimestres hacia adelante^{4/}. Estamos interesados en un horizonte de esta magnitud debido a que la definición de pronósticos de corto plazo que establecen los bancos centrales abarca un período de hasta 2 años. El análisis empírico se basó en el algoritmo NICA, el cual es un método de cinco pasos para construir un esquema de pesos para combinar modelos de pronóstico que incluye un procedimiento de preselección endógena de pronósticos. En el anexo de este documento se presenta una derivación detallada de este algoritmo. El primer paso consiste en llevar a cabo estimaciones de ventanas móviles para cada uno de los K diferentes tipos de modelos considerados en este estudio (ARMA, OLS, SWLS, VAR, y VEC) y, en base a las mismas, generar pronósticos intra-muestra de cada modelo para cada uno de los períodos $S+h$ que comprende el horizonte de pronóstico. El segundo paso consiste en calcular pesos para cada pronóstico, $q_{S+h,k}^w$ en cada una de las ventanas móviles estimadas, donde dichos pesos se definen como la razón del inverso del error de pronóstico del modelo k en términos absolutos, $\hat{f}_{S+h,k}^w$, con respecto de la sumatoria agregada de dicho valor

3/ Makridakis y Winkler (1983) argumentan que existe un beneficio marginal decreciente derivado de agregar pronósticos al conjunto de combinaciones, y que dicho beneficio marginal disminuye significativamente después de haber considerado de cinco a ocho pronósticos.

4/ Se entiende por eficiencia histórica, a la precisión de cada modelo para generar pronósticos intra-muestra de la inflación de Nicaragua.

para todos los modelos K , \hat{F}_{S+h}^w ($\hat{F}_{S+h}^w = \sum_{k=1}^K \hat{f}_{S+h,k}^w$)^{5/}. El tercer paso consiste en calcular el peso promedio de cada modelo k para cada período proyectado en cada ventana móvil w , $\hat{q}_{t,k}$. En el cuarto paso se calcula la media y la desviación estándar de los pesos promedio para cada período $S+h$ del horizonte de pronóstico. Posteriormente, se lleva a cabo el proceso de preselección de modelos a combinar, seleccionando aquellos modelos cuyo peso promedio se sitúa por arriba de dos desviaciones estándar de la media. Luego, se renormalizan los pesos de los modelos seleccionados, de tal forma que la sumatoria de los mismos sea igual a uno. Bajo este criterio, el conjunto de modelos a combinar es aquel cuyo desempeño es estadísticamente significativo al 95% de confianza. Es importante mencionar que el conjunto final de modelos a combinar, así como el mejor modelo de pronóstico resultante podrían variar en función del número de períodos intra-muestra proyectados^{6/}. El quinto y último paso consiste en multiplicar el peso promedio final de cada modelo para cada horizonte de pronóstico, $\hat{Q}_{S+h,k}^n$, por el pronóstico fuera de muestra generado por el mismo modelo, $\hat{Y}_{N+h,k}$. La trayectoria de pronóstico resultante de este proceso es a la que denominamos NICA.

Adicionalmente, para medir la confiabilidad de NICA, comparamos la Raíz del Error Cuadrático Medio (RMSE) con aquellos resultantes de dos métodos de combinación de pronósticos difíciles de superar en la práctica: i) combinación de pronósticos utilizando pesos iguales para cada modelo; y ii) pronósticos derivados del mejor modelo para proyectar cada horizonte de proyección. Este criterio de comparación se presenta a continuación.

5/ El tamaño de las ventanas móviles depende de la disponibilidad de datos. En éste caso, se han considerado ventanas de 35 observaciones (alrededor de 9 años) debido a que las series de tiempo de Nicaragua son relativamente cortas (existe información trimestral en la mayor parte de variables a partir de 2002). Sin embargo, como se describe en la sección 4, llevamos a cabo análisis de sensibilidad en nuestros resultados utilizando diferentes tamaños de ventanas y encontramos que nuestros resultados son robustos al tamaño de las mismas.

6/ Ello porque el peso promedio de cada modelo podría verse alterado al incrementar el número de períodos a proyectar intra-muestra.

2.2. Comparación de criterios alternos para combinar pronósticos

Los beneficios por precisión que se obtienen de un método de combinación de pronósticos se ilustran al comparar la RMSE o errores de pronóstico (FE) de sus proyecciones, con los estimados por medio de uno o más métodos alternos de combinación. Sin embargo, cuando las comparaciones de ambos estimadores se llevan a cabo de manera independiente, podría ocurrir que las conclusiones obtenidas al comparar los RMSE de dos o más métodos difieran de las conclusiones que se obtienen al comparar los respectivos FE. Considere el ejemplo que se ilustra en el Cuadro 1, donde los pronósticos de inflación de cuatro diferentes modelos (A, B, C y D) se combinan para proyectar la variable en referencia para el período T+1. A cada pronóstico se le asignan dos pesos, el primero de conformidad con un esquema de pesos iguales para cada modelo (EW) y el segundo de conformidad con un criterio alerno y desconocido (OW). Ambos métodos se comparan para determinar el método de combinación de pronósticos de inflación más eficiente (más preciso). La columna 2 del Panel (a) describe los FE generados por cada modelo; las columnas 3 y 4 presentan los pesos asignados para cada pronóstico de conformidad con ambos criterios; las columnas 5 y 6 describen los cálculos requeridos para obtener los FE combinados según cada método; mientras que las columnas 7 y 8 presentan los cálculos requeridos para obtener los RMSE por ambos métodos.

Tabla 1. Comparación de los criterios de la combinación de pronósticos

(a)							
1	2	3	4	5	6	7	8
MODELO	FE	EW	OW	FE*EW	FE*OW	(FE) ² *EW	(FE) ² *OW
A	0.16	0.25	1	0.040	0.160	0.006	0.026
B	-0.10	0.25	0	-0.025	0.000	0.003	0.000
C	0.50	0.25	0	0.125	0.000	0.063	0.000
D	-0.04	0.25	0	-0.010	0.000	0.000	0.000
TOTAL				0.130	0.160	0.072	0.026

(b)			
ESTADÍSTICO	OW/EW	Método EW	Método OW
ABS(FE)		0.130	0.160
RMSE		0.268	0.160
Relación FE (OW/EW)	1.231		
Relación RMSE (OW/EW)	0.597		
Z = ABS(FE)*RMSE		0.035	0.026
Ganancia de Eficiencia (OW/EW)	26.5		

FE : Error de Pronóstico; EW: Método de Pesos Iguales; OW: Método alterno de Ponderación;
RMSE: Raíz del Error Cuadrático Medio.

Fuente : Elaboración propia.

El Panel (b) de la Tabla 1 presenta los resultados obtenidos. Las primeras dos filas ilustran, para el período T+1, el valor absoluto de los errores de pronóstico, ABS(FE), y el estadístico RMSE, respectivamente, por cada método de combinación. Las siguientes dos filas describen las razones (OW/EW) para ambos estadísticos. En cada caso, una razón inferior a uno implica que el método de combinación OW produce resultados más precisos que el método EW. De igual manera, una razón mayor que la unidad permite concluir que el método de combinación de pronósticos EW es más eficiente que el método OW. Cuando ambas razones proporcionan una misma señal (ambas son mayores o menores que uno) podemos concluir con certeza que un método es mejor o peor que el otro. Si ambas razones proporcionan una señal distinta (una razón es mayor a uno, mientras que la otra es menor a uno) la conclusión obtenida es ambigua^{7/}. Este es exactamente el ejemplo

7/ El mismo resultado intuitivo se obtiene si se calculan diferencias absolutas o relativas entre ambos indicadores.

que se ilustra en este caso. La razón (OW/EW) es mayor que uno (1.231) para el caso del estadístico FE, lo cual indica que los errores de pronóstico son menores cuando se utiliza el método EW. Sin embargo, dicha razón es menor que uno (0.597) en el caso del estadístico RMSE, lo cual sugiere una mejor eficiencia (precisión) cuando se utiliza el método OW.

Para evitar este tipo de conclusión ambigua, proponemos un estadístico alternativo denominado Z (ver las últimas dos filas del Cuadro 1), el cual resulta del producto de los estadísticos ABS(FE) y RMSE. Por consiguiente, el valor inferior indica el método más eficiente (en este caso el método OW)^{8/}. Adicionalmente es posible estimar los beneficios por precisión que resultan del método seleccionado (26.5%), los cuales equivalen a la diferencia porcentual entre los dos valores de Z calculados (0.026 vs 0.035) para cada criterio. El método propuesto para comparar distintas técnicas de combinación de pronósticos, es de mayor utilidad cuando el horizonte es más extenso. En este caso, para cada método, se obtendrían distintos valores de Z para cada período proyectado. Por lo tanto, se propone sumar dichos valores y comparar las sumatorias acumuladas de los estadísticos Z. Dicha comparación producirá una conclusión más robusta sobre el método más eficiente para combinar pronósticos. Asimismo, los beneficios por precisión se obtendrían al calcular la variación porcentual de las sumatorias acumuladas mencionadas. Este tipo de comparación se ilustra en los Cuadros 3-5 de la siguiente sección.

8/ Pruebas de hipótesis pueden llevarse a cabo bajo este escenario. En particular, podría establecerse una hipótesis nula, H_0 , que afirme que la diferencia entre ambos valores de Z no son distintos de cero. No tenemos conocimiento sobre alguna distribución estadística identificada para el estadístico Z; ello podría ser sujeto a una futura investigación. No obstante, argumentaremos en este estudio que la conclusión deberá fundamentarse en el valor inferior de dicho estadístico.

3. Modelos de pronósticos y datos

3.1 Modelos

Para proceder con la combinación de pronósticos, generamos un conjunto de modelos para proyectar la inflación de Nicaragua. En particular, empleamos 5 tipos de modelos: ARMA (p, q), Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS), Mínimos Cuadrados Eficientes (SWLS), Vectores Autorregresivos (VAR) y modelos de Vectores de Corrección de Error (VEC). Se estimaron los modelos con diferentes rezagos y combinaciones de variables para cada uno de ellos. Todas las variables fueron transformadas a sus representaciones logarítmicas, y fueron estimadas mediante ventanas móviles. La Tabla 2 describe el número de modelos estimados, el período de información disponible para la estimación, así como el tamaño de la ventana para generar los resultados. A continuación se realiza una breve descripción de las estimaciones empíricas desarrolladas en cada uno de los diferentes tipos de modelos.

3.1.1. Modelos Autorregresivos de Medias Móviles (ARMA)

Los modelos ARMA(p, q) son representaciones univariadas que expresan una variable (y_t) como una función de sus propios rezagos (p), y los rezagos (q) del término estocástico (ε_t). Sea $\Omega_{\text{ARMA}} = \text{ARMA}(1,0), \text{ARMA}(2,0), \dots, \text{ARMA}(p,0), \text{ARMA}(1,1), \dots, \text{ARMA}(p,q)$, el conjunto de los modelos estimados. En ese sentido, el número total de modelos contenido en este conjunto es igual a $\Omega_{\text{ARMA}} = 2p(1+q)$. Consideremos $p = 13$, y $q = 8$. Por tanto, Ω_{ARMA} está compuesto de 234 modelos^{9/}.

3.1.2. Modelos de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS)

Los modelos OLS que empleamos son representaciones clásicas econométricas de variables en función de sus valores pasados, y uno o más variables independientes y sus rezagos. Asumamos que Ω_{OLS} es el

9/ El valor de p y q fueron los máximos posibles, condicionados a la información disponible.

conjunto de todos los modelos OLS estimados, el cual contiene todas las posibles combinaciones de modelos multivariados, junto con todas las posibles combinaciones de rezagos. En este caso, el número total de modelos OLS contenidos en Ω_{OLS} es igual a $5p_0 + 4p_1 + 6p_2 + 4p_3 + p_4$. El subíndice “ i ” en la expresión del rezago p_i denota el número de fundamentos de la inflación consideradas en la estimación. Por ejemplo, p_2 denota una expresión en los modelos OLS en la cual el Índice de Precios al Consumidor de Nicaragua fue estimado usando su propio rezago(s) y dos de sus fundamentales. Si $p_0 = 2; p_1 = p_2 = p_3 = p_4 = 1$, esto implica que Ω_{OLS} contiene 25 ($=10+4+6+4+1$) modelos^{10/}.

Tabla 2. Rango de datos y conjunto de modelos

Rango de Datos	Tamaño de la muestra	Conjunto de Modelos (Ω)					
		Ω_{ARMA}	Ω_{OLS}	Ω_{SWLS}	Ω_{VAR}	Ω_{VEC}	Ω_{TOTAL}
2001Q4-2017Q1	35	234	25	20	15	15	309

Fuente: Elaboración propia.

3.1.3. Modelo de Mínimos Cuadrados Eficientes (SWLS)

Los modelos de SWLS son un algoritmo iterativo propuesto por Efron y Tibshirani (1960) para obtener automáticamente los mejores ajustes de regresiones OLS^{11/}. Cada representación del modelo es idéntica a los vistos en la sección previa, pero los resultados finales difieren, ya que el algoritmo de los modelos SWLS fue construido para seleccionar aquellos regresores cuyo *p-value* fuese menor o igual a 0.05. Sea $p_0 = p_1 = p_2 = p_3 = p_4 = 1$. Por tanto, esto implica que Ω_{SWLS} contiene 20 ($=5+4+6+4+1$) modelos.

10/ Realizamos ejercicios (no reportados) con valores de rezagos mayores para cada uno de los fundamentos, pero no aportaron significativamente en los resultados finales. Este fue el caso también del resto de modelos presentados en esta sección.

11/ Derksen y Keselman (1992) y Burnham y Anderson (1998), proveen una descripción del algoritmo y describen algunas ventajas y desventajas de este método.

3.1.4. Modelos de Vectores Autorregresivos (VAR)

Los modelos VAR sin restricciones son sistemas de ecuaciones que expresan cada variable como función de sus propios valores, y el rezago de las otras variables del sistema. Se estimaron todas las combinaciones de dos a cinco variables (IPC doméstico y sus cuatro fundamentos) y diferentes rezagos. El conjunto de todos los modelos VAR estimados, Ω_{VAR} , contiene $4p_2 + 6p_3 + 4p_4 + p_5$ modelos. Como se indicó anteriormente, el subíndice en la expresión de rezagos denota el número de fundamentales de la inflación, incluidos en cada modelo VAR. Si $p_2 = p_3 = p_4 = p_5 = 1$, esto implica que Ω_{VAR} está compuesto de 15(=4+6+4+1) modelos (ver Tabla 2).

3.1.5. Modelos de Vector de Corrección de Error (VEC)

Se estiman modelos VEC de equilibrio para generar una relación de cointegración mediante el procedimiento de Johansen. Como en el caso previo, se estimaron combinaciones para todas las variables y rezagos posibles. En consecuencia, el número de rezagos considerados en la estimación de cada modelo VEC es la misma que en el caso VAR. Por tanto, Ω_{VEC} , está integrado por 15 modelos.

3.1.6. Datos

La inflación de Nicaragua fue estimada y pronosticada basado en los modelos descritos con anterioridad, usando datos trimestrales de 2001Q4 a 2017Q1^{12/}. El conjunto de datos fue obtenido de la página web del Banco Central de Nicaragua, e incluye información para cuatro variables identificadas como fundamentales: i) Inflación de Estados Unidos de América (EE.UU.); ii) Tipo de cambio nominal Córdobas-US Dólares (C/US\$); iii) Oferta Monetaria Real; y iv) Crédito Bancario Real. EE.UU. representa el principal socio comercial de Nicaragua. Por lo tanto, las fluctuaciones de precios en esta economía, conjuntamente con las variaciones en C/US\$ son transferidas a los precios domésticos de forma rápida y casi

12/ Los datos inician a partir de 2001Q4 debido a que no fue posible encontrar información para todas las series en un período más amplio.

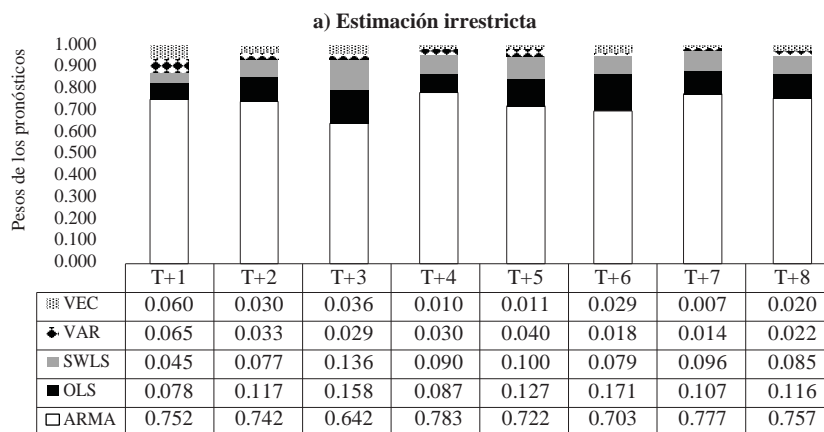
completa (Tremínio, 2014). Más aún, los cambios en la oferta monetaria doméstica y crédito bancario afectan la inflación interna indirectamente, a través de sus efectos sobre el Producto Interno Bruto (PIB)^{13/}. Siguiendo a Clements y Hendry (1999), los datos no fueron desestacionalizados ni se eliminó su tendencia con el objetivo de no sustraer información relevante en el pronóstico. Esta es la razón por la cual se estimaron modelos ARMA en lugar de modelos ARIMA. Finalmente, para fines empíricos todas las variables fueron transformadas a su representación logarítmica. Los resultados obtenidos se describen en la siguiente sección.

4. Resultados

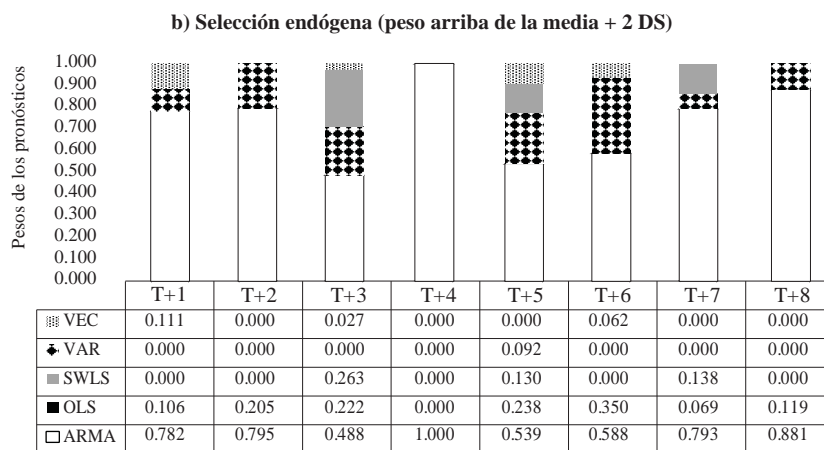
Nuestros principales resultados se presentan en esta sección. Primero, se presentan los modelos con mejor desempeño de acuerdo a pronósticos intra-muestra. Posteriormente, las ganancias de la exactitud de pronósticos derivadas del algoritmo NICA son comparadas respecto a los parámetros empleados para contrastar nuestros resultados. Finalmente, describimos los resultados de un análisis de sensibilidad bajo diferentes tamaños de ventana para regresiones móviles^{14/}.

13/ Es importante mencionar que empleamos la masa monetaria y el crédito como proxy del PIB de Nicaragua, ya que las series trimestrales para dichas variables no se encontraban disponibles para el período completo en consideración.

14/ Nuestro análisis empírico y los resultados se basaron en programas desarrollados en Eviews. Dichos programas están disponibles cuando sea requerido con la finalidad de replicar nuestros resultados. Adicionalmente, se pueden brindar algunas sugerencias por parte de los autores en dado caso NICA sea implementada como una herramienta complementaria del Banco Central de Nicaragua.

Gráfico 1. Composición de los pesos de los modelos

Fuente: Elaboración propia.



Fuente: Elaboración propia.

4.1. Pronósticos con mejor desempeño

El Gráfico 1 muestra la ponderación de los pronósticos agrupados por tipo de modelo (ARMA, OLS, SWLS, VAR, VEC). El Panel (a) muestra los resultados de una estimación irrestricta (muestra completa), mientras el Panel (b) presenta los resultados a partir de un método de exclusión endógeno, donde la combinación final de los pronósticos fue realizada con aquellos pronósticos cuyo peso estuviese dentro de dos desviaciones estándar por arriba de la media, para cada horizonte de pronóstico (de

T+1 a T+8). Ambas gráficas muestran los tipos de modelos ordenados por su desempeño, es decir, por la suma acumulada de los pesos en el pronóstico. A partir de la estimación irrestricta encontramos que los pronósticos de inflación de los modelos ARMA son más eficientes que los restantes para cada período proyectado, ya que la suma acumulada de los pesos se encuentra entre el 64.2% y 78.3%. Asimismo, la importancia de los pronósticos de los modelos OLS y SWLS, es muy similar con valores entre 4.5% a 17.1%. Los pronósticos de los modelos VAR y VEC tienen una importancia menor, ya que la suma acumulada de pesos no sobrepasa el 6.5% (en T+1). Sin embargo, tales resultados podrían también estar afectados por el número de modelos empleados para generar pronósticos, en el primer caso. En ese sentido, cuando la muestra se reduce para considerar únicamente los mejores modelos (aquellos cuyos pesos se encuentran por arriba de dos desviaciones estándar de la media), encontramos que los modelos con mejor desempeño se encuentran en el mismo orden como se encuentra descrito arriba (ver Panel b). En particular, los pesos de los pronósticos para los modelos ARMA representan en promedio cerca del 73% del total. Por otra parte, el promedio de la suma acumulada de los pesos para los modelos OLS fue cerca del 17%, mientras la suma de los pesos para los restantes modelos representa cerca del 10%^{15/}.

4.2. Ganancia en la eficiencia de los pronósticos

Nuestros resultados principales se observan en la Tabla 3. El Panel (a) y (b) describen los valores Z para el algoritmo NICA, así como para ambos métodos de comparación utilizados como parámetros: los pesos iguales (EW) y el criterio de los mejores modelos (T). Los resultados presentados en el Panel (a) incluye los 309 modelos de pronóstico estimados, mientras los resultados en el Panel (b) incluyen sólo aquellos modelos con el mejor desempeño. La suma acumulada para los valores Z fue evaluada para un horizonte de corto plazo (T+1 a T+2), un horizonte intermedio (T+1 a T+4) y para la trayectoria de pronóstico completa (T+1 a T+8). En ese sentido, se pueden extraer dos conclusiones principales. Primero, acorde tanto con las estimaciones irrestrictas como con la selección endógena, NICA es

15/ La única excepción es en T+8, donde los modelos de SWLS representaron el 29.3% del total.

el algoritmo más eficiente de combinación de pronósticos de la inflación nicaragüense.

Tabla 3. Resultados de la combinación de pronósticos

(a) Estimación Irrestringida

PERÍODO PRONOSTICADO	Z(NICA)	Z(EW)	Z(T)
T + 1	0.156	0.188	1.118
T + 2	0.272	0.330	0.462
T + 3	0.413	0.513	2.879
T + 4	0.435	0.898	0.264
T + 5	0.491	1.044	2.409
T + 6	0.517	0.868	0.864
T + 7	0.191	0.866	0.651
T + 8	0.507	1.037	2.780
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+2}$)	0.428	0.518	1.580
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+4}$)	1.276	1.928	4.724
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+8}$)	2.982	5.743	11.427

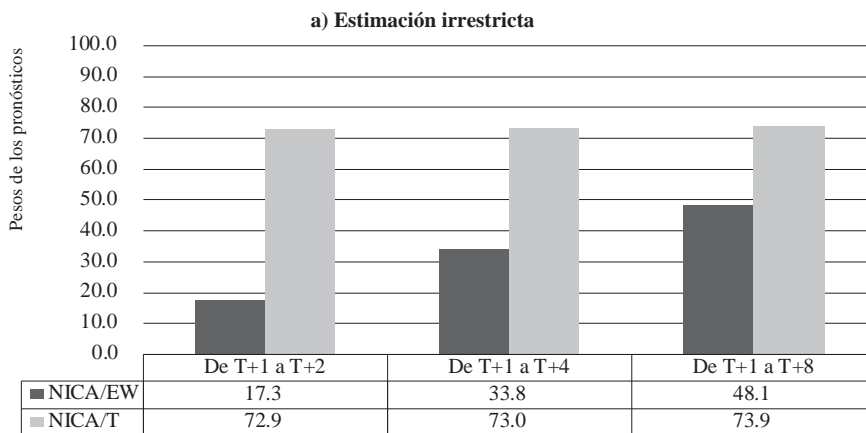
Fuente: Elaboración propia.

(b) Selección Endógena (Pesos arriba de la media + 2DS)

PERÍODO PRONOSTICADO	Z(NICA)	Z(EW)	Z(T)
T + 1	0.112	0.188	1.118
T + 2	0.305	0.330	0.462
T + 3	0.572	0.513	2.879
T + 4	0.432	0.898	0.264
T + 5	0.292	1.044	2.409
T + 6	0.774	0.868	0.864
T + 7	0.229	0.866	0.651
T + 8	0.100	1.037	2.780
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+2}$)	0.417	0.518	1.580
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+4}$)	1.421	1.928	4.724
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+8}$)	2.816	5.743	11.427

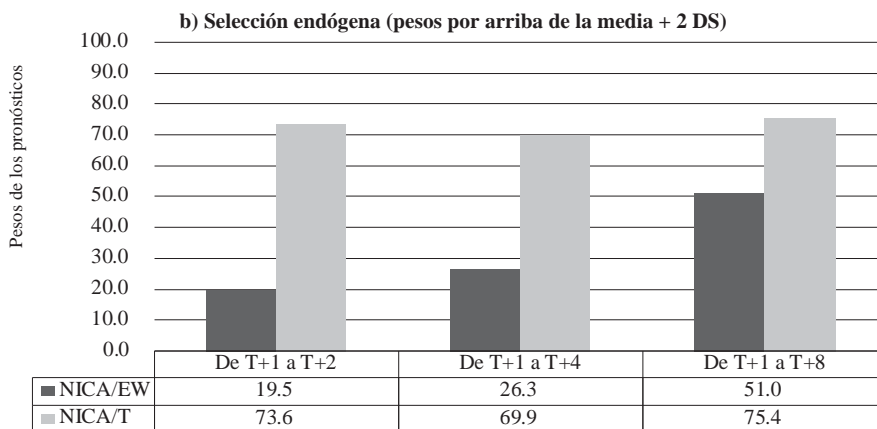
NICA : Evaluación de Combinaciones de Inflación en Nicaragua; EW: Pesos Iguales;
T: modelo con el mayor peso; FE: Error de Pronóstico; ABS: Valor Absoluto;
RMSE: Raíz del Error Cuadrático Medio; Z = ABS(FE)*RMSE.

Fuente : Elaboración propia.

Gráfico 2. Ganancias de eficiencia a partir de NICA

NICA: Evaluación de combinaciones de inflación en Nicaragua; EW: Pesos iguales;
T: Modelo con el mayor peso.

Fuente: Elaboración propia.



NICA: Evaluación de combinaciones de inflación en Nicaragua; EW: Pesos iguales;
T: Modelo con el mayor peso.

Fuente: Elaboración propia.

La suma acumulada para Z es menor bajo el criterio del método NICA, particularmente en el corto plazo. Un resultado interesante es que tanto NICA como el criterio EW (pesos iguales) proveen pronósticos de corto plazo más eficientes que el método T (un método difícil de vencer en la práctica). La segunda conclusión importante, la cual se mantiene particularmente para el algoritmo NICA, es que la selección endógena de los pesos presenta un mejor desempeño en el corto plazo (de T+1 a T+2), mientras que para

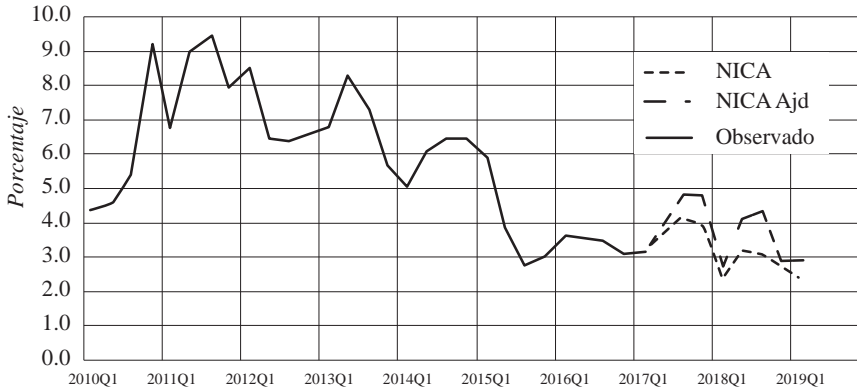
horizontes más largos, con la totalidad de los pesos (sin realizar selección endógena), la combinación de pronósticos es más eficiente. Este resultado podría deberse a la inercia que incorporan los modelos de pronósticos o al hecho de que la serie de la inflación de Nicaragua podría estar sujeta a no linealidades o quiebres estructurales continuos, de tal forma que podría pronosticarse de mejor manera mediante un mayor conjunto de modelos.

Las ganancias de eficiencia para cada horizonte de pronóstico están representadas en el Gráfico 2. El eje vertical muestra las variaciones porcentuales en el valor Z calculadas entre el método de combinación NICA y cada uno de los criterios restantes, para cada horizonte de pronóstico determinado. La columna más oscura, representa las ganancias de eficiencia de los pronósticos mediante el algoritmo NICA, respecto al método EW, mientras que la columna en color gris, denota las ganancias de eficiencia de éste último con respecto al método T. Las ganancias de eficiencia de NICA parecen mantenerse estables (alrededor del 73%), estas se incrementan a lo largo de la trayectoria de pronósticos respecto al método EW. El Panel (b) describe las ganancias de eficiencia de NICA para los tres horizontes de pronóstico establecidos bajo nuestro método de selección endógena. Las ganancias de eficiencia son mayores, particularmente para horizontes largos con respecto a los otros dos criterios de combinación de pronósticos.

En resumen, las ganancias de eficiencia de NICA son predominantes con respecto a los otros criterios de combinación de pronóstico (EW y T) tanto para la estimación irrestricta como para el criterio de selección endógena. Aún más, este criterio de selección endógena provee las mayores ganancias de eficiencia, particularmente para los últimos períodos de la trayectoria de pronóstico, lo cual convierte a NICA en un método idóneo en la generación de pronósticos para consideraciones de política monetaria. El Gráfico 3 muestra los pronósticos de inflación empleando NICA. La línea más oscura muestra la inflación interanual desde 2010Q1 a 2017Q1. La línea punteada gruesa muestra los pronósticos mediante NICA desde 2017Q2 a 2019Q1. De hecho la serie proyectada fue el IPC no desestacionalizado de Nicaragua; por tanto, la inflación interanual fue construida posteriormente. Adicionalmente, computamos los pronósticos de inflación mediante el mismo método desde 2014Q1 a 2017Q1 (no se muestra en la gráfica),

para calcular un error medio de pronóstico, siendo este último agregado al pronóstico original mediante NICA. Dicho pronóstico ajustado (NICA Ajd.) se muestra en la línea punteada delgada del Gráfico 3.

Gráfico 3. Pronósticos de inflación nicaragüense mediante el algoritmo NICA



Fuente: Elaboración propia.

4.3. Análisis de sensibilidad

Evaluamos la robustez de nuestros resultados mediante un análisis de sensibilidad empleando ventanas móviles de tamaño mayor y menor al inicial. La Tabla 4 y 5 presentan los resultados obtenidos empleando ventanas con 40 y 30 observaciones, respectivamente. En ambas tablas, el Panel (a) muestra los resultados para el caso irrestricto, mientras el Panel (b) describe aquellos obtenidos mediante el método de selección endógena. Nuestras principales conclusiones se mantienen, particularmente con respecto a EW: el método NICA genera los valores Z más bajos a lo largo de toda la trayectoria de pronóstico, tanto para la estimación irrestricta como para la que genera una selección endógena. Atribuimos dicha robustez a la inercia incluida en los modelos de pronóstico: el hecho que los arreglos de las combinaciones de pronóstico intra-muestra se preservan cuando se pronostica una serie fuera de la muestra.

Tabla 4. Análisis de sensibilidad (Tamaño de la muestra = 40 observaciones)

(a) Estimación Irrestricada

PERÍODO PRONOSTICADO	Z(NICA)	Z(EW)	Z(T)
T + 1	0.330	0.527	0.155
T + 2	0.582	0.840	0.883
T + 3	1.154	1.463	0.321
T + 4	1.271	2.204	2.185
T + 5	0.530	1.357	0.158
T + 6	0.842	1.381	0.575
T + 7	0.081	1.149	1.668
T + 8	0.222	1.259	5.774
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+2}$)	0.912	1.367	1.038
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+4}$)	3.337	5.033	3.544
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+8}$)	5.012	10.180	11.719

Fuente: Elaboración propia.

(b) Selección Endógena (Pesos por arriba de la media + 2DS)

PERÍODO PRONOSTICADO	Z(NICA)	Z(EW)	Z(T)
T + 1	0.594	0.527	0.155
T + 2	0.650	0.840	0.883
T + 3	1.473	1.463	0.321
T + 4	0.695	2.204	2.185
T + 5	0.284	1.357	0.158
T + 6	1.020	1.381	0.575
T + 7	0.528	1.149	1.668
T + 8	0.000	1.259	5.774
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+2}$)	1.244	1.367	1.038
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+4}$)	3.412	5.033	3.544
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+8}$)	5.244	10.180	11.719

NICA : Evaluación de Combinaciones de Inflación en Nicaragua; EW: Pesos Iguales;
 T: modelo con el mayor peso; FE: Error de Pronóstico; ABS: Valor Absoluto;
 RMSE: Raíz del Error Cuadrático Medio; $Z = \text{ABS}(\text{FE}) * \text{RMSE}$.

Fuente : Elaboración propia.

Tabla 5. Análisis de sensibilidad (Tamaño de la muestra = 30 observaciones)

(a) Estimación Irrestricada

PERÍODO PRONÓSTICADO	Z(NICA)	Z(EW)	Z(T)
T + 1	0.483	0.595	0.394
T + 2	0.485	0.614	0.632
T + 3	0.645	0.806	0.062
T + 4	0.859	0.973	0.259
T + 5	0.351	0.841	1.017
T + 6	0.506	0.806	1.061
T + 7	0.225	0.700	1.818
T + 8	0.383	0.925	0.248
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+2}$)	0.968	1.209	1.026
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+4}$)	2.472	2.988	1.347
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+8}$)	3.936	6.260	5.491

Fuente: Elaboración propia.

(b) Selección Endógena (Pesos por arriba de la media + 2DS)

PERÍODO PRONÓSTICADO	Z(NICA)	Z(EW)	Z(T)
T + 1	0.567	0.595	0.394
T + 2	0.220	0.614	0.632
T + 3	0.855	0.806	0.062
T + 4	1.311	0.973	0.259
T + 5	0.218	0.841	1.017
T + 6	1.463	0.806	1.061
T + 7	0.067	0.700	1.818
T + 8	0.123	0.925	0.248
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+2}$)	0.787	1.209	1.026
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+4}$)	2.953	2.988	1.347
Suma acumulada ($Z_{t+1}^a Z_{t+8}$)	4.824	6.260	5.491

NICA : Evaluación de Combinaciones de Inflación en Nicaragua; EW: Pesos Iguales;
 T: modelo con el mayor peso; FE: Error de Pronóstico; ABS: Valor Absoluto;
 RMSE: Raíz del Error Cuadrático Medio; $Z = ABS(FE)*RMSE$.

Fuente : Elaboración propia.

Es importante mencionar que aun cuando el algoritmo NICA fue originalmente diseñado para generar pronósticos de inflación, éste también puede ser adaptado para la generación de pronósticos de otras series económicas, particularmente variables de interés para la política monetaria como crecimiento económico, tasas de interés, inflación y producción externa, entre otras. Por tanto, recomendamos que el algoritmo NICA pueda ser incorporado dentro del conjunto de herramientas que emplea el Banco Central de Nicaragua para generar pronósticos macroeconómicos de variables de interés en la toma de decisiones de política monetaria.

5. Conclusiones

El presente documento trata de contribuir con la literatura sobre combinación de pronósticos al desarrollar un método para combinar proyecciones y evaluar su eficiencia, con el objeto de generar una trayectoria de pronósticos eficientes para la inflación de Nicaragua. Este método, denominado NICA, consiste en un sistema que genera pesos para cada modelo de pronóstico en función de la precisión promedio histórica de los mismos en cada período del horizonte de proyección. Posteriormente, los modelos cuyos pronósticos estarán siendo combinados, se preseleccionan en función de su significancia estadística para proyectar la inflación intra-muestra. Los pronósticos se generan por medio de cinco tipos de modelos: ARMA, OLS, SWLS, VAR y VEC, los cuales se estiman utilizando datos trimestrales para el período 2001Q4-2017Q1. Para tal efecto se consideran cuatro fundamentos principales de la inflación nicaragüense: la inflación de EE.UU., la oferta monetaria interna, el crédito bancario al sector privado de Nicaragua y el tipo de cambio nominal del Córdoba respecto al dólar norteamericano. Se concluye que la combinación de pronósticos que resulta de aplicar el algoritmo NICA es superior a dos métodos comúnmente utilizados en la literatura y difícil de superar en la práctica: el método de combinación que otorga pesos iguales para cada modelo de pronóstico (EW) y el método que selecciona y utiliza para proyectar el modelo más eficiente en cada período del horizonte de pronóstico (T). Los resultados obtenidos y el análisis de sensibilidad efectuado en el presente estudio favorecen la preselección endógena llevada a cabo por medio de NICA tanto para pronósticos de horizontes cortos, como para pronósticos de horizontes largos de tiempo.

6. Referencias bibliográficas

- Adolfson, M., Andersson, M.K., Linde, J., Villani, M., & Vredin, A. (2007). Bayesian forecast combination for VAR models. *International Journal of Central Banking*, 3, 111-144.
- Aiolfi, M., Capistrán, C., & Timmerman, A. (2010). *Forecast combinations*. Documento de Trabajo No. 2010-04. Banco de México. 20 pp.
- Bates J. M., & Granger, C. W. J. (1969). The combination of forecasts. *Operations Research Quarterly*, 20, 451-468.
- Baumeister, C., & Kilian, L. (2015). Forecasting the real price of oil in a changing world: a forecast combination approach. *Journal of Business and Economic Statistics*, 33(3), 338-351.
- Bello, O. (2009). *Combinación de pronósticos de inflación en Nicaragua*. Documento de Trabajo DT-011. Banco Central de Nicaragua. 28 pp.
- Bjornland, H., Gerdrup, K., Jore, A. S., Smith, C., & Thorsrud, L. A. (2012). Does Forecast Combination Improve Norges Bank Inflation Forecasts? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(2), 163-179.
- Burnham, K. P., & Anderson D. R. (1998). *Model Selection and Inference: A Practical Information-Theoretic Approach*. New York: Springer Verlag.
- Clemen, R. T. (1989). Combining forecasts: A review and annotated bibliography. *International Journal of Forecasting*, 5, 559-583.
- Clements, M., & Hendry, D. (1999). *Forecasting Non-stationary Economic Time Series*. Cambridge: MIT Press.

- Coletti, D., & Murchison, S. (2002). Models in policy-making. *Bank of Canada Review*, 2002(Spring), 19-26.
- Derksen, S., & Keselman, H. (1992). Backward, Forward and Stepwise Automated Subset Selection Algorithms: Frequency of Obtaining Authentic and Noise Variables. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45, 265–282.
- Derksen, S., & Keselman, H. (1987). Structural change and the combination of forecasts. *Journal of Forecasting*, 6, 21-40.
- Diebold, F., & Pauly, P. (1987). Structural Change and the Combination of Forecasts. *Journal of Forecasting*, 6, 21-40.
- Efroymson, M. A. (1960). Multiple Regression Analysis. In Ralston, A., & Wilf, H. (Ed.), *Mathematical Methods for Digital Computers*. New York: Wiley & Sons, Ltd.
- Elliot, G., & Timmermann, A. (2004). Optimal forecast combinations under general loss functions and forecast error distributions. *Journal of Econometrics*, 122(1), 47-79.
- González, E. (2010). *Bayesian model averaging: an application to forecast inflation in Colombia*. Borradores de Economía, No. 604-2010. Banco de la República. 49 pp.
- Granger, C., & Newbold, P. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, (2)2, 111-120.
- Granger, C., & Ramanathan, R. (1984). Improved methods of combining forecasts. *Journal of Forecasting*, 3(2), 197-204.
- Hendry, D., & Clements, M. (2004). Pooling of forecasts. *Econometrics Journal*, 7, 1-31.

- Hubrich, K., & Skudelny, F. (2016). *Forecast combination for Euroarea inflation: a cure in times of crisis?* Finance and Economics Discussion Series 2016-104. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, <https://doi.org/10.17016/FEDS.2016.104>.
- Kapetanios, G., Labhard, V., & Price, S. (2005). Forecast using Bayesian and Information Theoretic Averaging: An Application to UK Inflation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 26(1), 33-41.
- Kapetanios, G., Labhard, V., & Price, S. (2008). Forecast combination and the Bank of England's suite of statistical forecasting models. *Economic Modeling*, 25, 772-792.
- Makridakis, S. (1989). Why combining works? *International Journal of Forecasting*, 5, 601-603.
- Makridakis, S. y Winkler, R. (1983). Average of forecasts: some empirical results. *Management Science*, 29, 987-996.
- Marcellino, M. (2004). Forecast pooling for short time series of macroeconomic variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66, 91-112.
- Pesaran, M. & Timmerman, A. (2007). Selection of estimation window in the presence of breaks. *Journal of Econometrics*, 137(1), 137-161.
- Reid, D. J. (1968). Combining three estimates of gross domestic product. *Económica*, 35, 431-444.
- Reid, D. J. (1969). *A comparative study of time series prediction techniques on economic data* (PhD thesis). University of Nottingham. Nottingham, United Kingdom.

- Samuels, J., & Sekkel, R. (2013). *Forecasting with many models: model confidence sets and forecast combination*. Working Paper 2013-11. Bank of Canada. 50 pp.
- Stock, J., & Watson, M. (2002). Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 147-162.
- Stock, J., & Watson, M. (2004). Combination forecasts of output growth in a seven-country data set. *Journal of Forecasting*, 23, 405-430.
- Timmermann, A. (2010). Forecast combinations. In Handbook of Economic Forecasting I-4, *Elsevier*, 1, 136-196.
- Treminio, J. C. (2014). *Factores macroeconómicos que afectan el Traspaso Cambiario a Precios*. Documento de Trabajo DT-048. Managua: Banco Central de Nicaragua. 39 pp.

7. Anexo: algoritmo NICA

El algoritmo desarrollado en el presente estudio, denominado NICA^{16/}, se encuentra diseñado para generar una trayectoria de pronóstico eficiente para una serie de tiempo finita, sobre la cual se llevan a cabo proyecciones intra-muestra utilizando diversos modelos econométricos. Una trayectoria de pronóstico consiste en los valores proyectados de una serie de tiempo durante un número específico de períodos. A su vez, el conjunto de períodos a proyectar se denomina horizonte de proyección, el cual, para efectos del presente estudio, se encuentra restringido a valores por debajo del tamaño de la muestra.

Asumamos que $\mathbf{y}_t = (y_1, y_2, y_3, \dots, y_N)'$ es un vector que contiene una serie de tiempo finita de N observaciones, la cual estamos interesados en proyectar por un total de H períodos fuera de la muestra (donde $H = 8 < N$). Para llevar a cabo un pronóstico eficiente, utilizamos un total de K modelos de los siguientes tipos: ARMA, OLS, SWLS, VAR, y VEC. Por lo tanto, la trayectoria de pronóstico que deseamos obtener puede representarse de la siguiente forma: $(\hat{y}_{N+1}, \hat{y}_{N+2}, \dots, \hat{y}_{N+H})'$. Adicionalmente, asumamos que $\mathbf{y}_t^w = (y_1^w, y_2^w, y_3^w, \dots, y_S^w)'$ es un vector que contiene una sub-muestra ordenada de S observaciones de la serie original (donde $S < N$), tal que \mathbf{y}_t^w se encuentra contenido W veces en \mathbf{y}_t . En otras palabras, podrían existir un total de W ventanas continuas, de S observaciones, que pueden derivarse de la serie original. Con base en esta información, el algoritmo NICA se compone de los pasos siguientes.

Paso 1. Estimación de modelos en ventanas móviles

El primer paso consiste en estimar los diferentes modelos (ARMA, OLS, SWLS, VAR, y VEC) utilizando ventanas de S observaciones para generar h pronósticos intra-muestra de la variable dependiente (la inflación de Nicaragua), donde $h = 1, 2, \dots, H$. Los pronósticos resultantes pueden ser expresados en una matriz de orden $H \times W$, tal como la que se ilustra en la expresión (A.1).

16/ NICA es el acrónimo de *Nicaraguan Inflation Combination Assessment*, título original del documento en idioma inglés.

$$\hat{\mathbf{y}}_{t,k}^w = \begin{pmatrix} \hat{y}_{S+1,k}^1 & \hat{y}_{S+1,k}^2 & \cdots & \hat{y}_{S+1,k}^W \\ \hat{y}_{S+2,k}^1 & \hat{y}_{S+2,k}^2 & \cdots & \hat{y}_{S+2,k}^W \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{y}_{S+H,k}^1 & \hat{y}_{S+H,k}^2 & \cdots & \hat{y}_{S+H,k}^W \end{pmatrix}_{H \times W} \quad (\text{A.1})$$

Donde cada columna de $\hat{\mathbf{y}}_{t,k}^w$ representa el vector de H pronósticos generados por el modelo k . El número de columnas es igual a W , el número de ventanas (de S observaciones) contenidas en la serie de tiempo original, \mathbf{y}_t .

Paso 2. Cálculo de errores absolutos de pronóstico y estimación de pesos para cada modelo estimado

El peso de cada modelo de pronóstico, $q_{S+h,k}^w$, se estima en función de la precisión histórica intra-muestra de cada modelo k para proyectar cada uno de los período $S+h$, donde $h = 1, 2, \dots, H$. En principio se calcula la matriz de errores de pronóstico, $\hat{\mathbf{f}}_{t,k}^w$, la cual equivale a la diferencia entre $\hat{\mathbf{f}}_{t,k}^w$, la matriz de valores proyectados intra-muestra según la estimación efectuada utilizando la ventana de observaciones w , y $\hat{\mathbf{f}}_{t,k}^w$, la matriz de valores observados de la variable dependiente para el mismo período de tiempo. El inverso de cada uno de los valores contenidos en dicha matriz se expresa en la matriz $\hat{\mathbf{f}}_{t,k}^w$ de orden $H \times W$, la cual se ilustra en (A.2)^{17/}.

$$\hat{\mathbf{f}}_{t,k}^w = \begin{pmatrix} \hat{f}_{S+1,k}^1 & \hat{f}_{S+1,k}^2 & \cdots & \hat{f}_{S+1,k}^W \\ \hat{f}_{S+2,k}^1 & \hat{f}_{S+2,k}^2 & \cdots & \hat{f}_{S+2,k}^W \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{f}_{S+H,k}^1 & \hat{f}_{S+H,k}^2 & \cdots & \hat{f}_{S+H,k}^W \end{pmatrix}_{H \times W} \quad (\text{A.2})$$

El error absoluto de pronóstico representa la distancia entre el valor proyectado por el modelo k para la variable dependiente en el período $S+h$ y el valor observado de dicha variable para el mismo período. Por tanto,

17/ Es importante señalar que la matriz $\hat{\mathbf{f}}_{t,k}^w$ no es una matriz cuadrada y por consiguiente no se puede calcular su inversa.

entre más bajo sea su valor, más preciso es el pronóstico. Por consiguiente, su valor inverso, $\hat{f}_{t,k}^w$, se interpreta como la importancia del modelo k para proyectar la variable dependiente durante el período $t = S+h$, utilizando como base la información de la ventana w . Por ejemplo, la expresión $\hat{f}_{S+2,5}^3$ representa la inversa del valor absoluto de pronóstico generado por el 5^{to} modelo (de un total de K modelos) para el período $S+2$, utilizando la información de la 3^a ventana (de un total de W); entre mayor sea su valor, mayor es la precisión del 5^{to} modelo para proyectar el segundo período por arriba del tamaño de la muestra y, por consiguiente, el mayor peso que deberá ser asignado para el pronóstico que este modelo genera para el período $S+2$. Para obtener los pesos para cada modelo, se obtiene la sumatoria de todas las expresiones (A.2) para cada uno de los k modelos. Asumamos que dicha sumatoria es la que se expresa en la matriz \widehat{FI}_t^w de dimensión $H \times W$ que se ilustra en (A.3).

$$\widehat{FI}_t^w = \sum_{k=1}^K \begin{pmatrix} \hat{f}_{S+1,k}^1 & \hat{f}_{S+1,k}^2 & \dots & \hat{f}_{S+1,k}^W \\ \hat{f}_{S+2,k}^1 & \hat{f}_{S+2,k}^2 & \dots & \hat{f}_{S+2,k}^W \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{f}_{S+H,k}^1 & \hat{f}_{S+H,k}^2 & \dots & \hat{f}_{S+H,k}^W \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \widehat{FI}_{S+1}^1 & \widehat{FI}_{S+1}^2 & \dots & \widehat{FI}_{S+1}^W \\ \widehat{FI}_{S+2}^1 & \widehat{FI}_{S+2}^2 & \dots & \widehat{FI}_{S+2}^W \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \widehat{FI}_{S+H}^1 & \widehat{FI}_{S+H}^2 & \dots & \widehat{FI}_{S+H}^W \end{pmatrix} \quad (\text{A.3})$$

Donde cada valor en la matriz de la derecha representa la sumatoria de la inversa de los errores absolutos de pronóstico del período $S+h$ calculada para cada modelo k , cuando dichos modelos utilizan, como base de estimación, los datos de la ventana w . En otras palabras, \widehat{FI}_{S+2}^3 , equivale a la sumatoria del inverso de los valores absolutos de los errores de pronóstico de todos los modelos utilizados para proyectar $S+2$ en la tercera ventana móvil ($\widehat{FI}_{S+2}^3 = \sum_{k=1}^K \hat{f}_{S+2,k}^3$). Por lo tanto, el peso del modelo k en la estimación obtenida utilizando la información de la ventana w se obtiene al dividir cada elemento de (A.2) por el elemento correspondiente en (A.3), como se indica a continuación.

$$\hat{q}_{t,k}^w = \begin{pmatrix} \frac{\hat{f}_{S+1,k}^1}{\widehat{FI}_{S+1}^1} & \frac{\hat{f}_{S+1,k}^2}{\widehat{FI}_{S+1}^2} & \dots & \frac{\hat{f}_{S+1,k}^W}{\widehat{FI}_{S+1}^W} \\ \frac{\hat{f}_{S+2,k}^1}{\widehat{FI}_{S+2}^1} & \frac{\hat{f}_{S+2,k}^2}{\widehat{FI}_{S+2}^2} & \dots & \frac{\hat{f}_{S+2,k}^W}{\widehat{FI}_{S+2}^W} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\hat{f}_{S+H,k}^1}{\widehat{FI}_{S+H}^1} & \frac{\hat{f}_{S+H,k}^2}{\widehat{FI}_{S+H}^2} & \dots & \frac{\hat{f}_{S+H,k}^W}{\widehat{FI}_{S+H}^W} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{q}_{S+1,k}^1 & \hat{q}_{S+1,k}^2 & \dots & \hat{q}_{S+1,k}^W \\ \hat{q}_{S+2,k}^1 & \hat{q}_{S+2,k}^2 & \dots & \hat{q}_{S+2,k}^W \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{q}_{S+H,k}^1 & \hat{q}_{S+H,k}^2 & \dots & \hat{q}_{S+H,k}^W \end{pmatrix} \quad (\text{A.4})$$

Cada elemento de la matriz $\hat{q}_{t,k}^w$ representa el peso o importancia del modelo k en el pronóstico del período $S+h$ en la ventana w . Cada elemento de $\hat{q}_{t,k}^w$ tiene un valor entre cero y uno ($\sum_{k=1}^K \hat{q}_{S+h,k}^w = 1$; para $w = 1, 2, \dots, W$ y $h = 1, 2, \dots, H$). Entre más cercano se encuentra su valor a la unidad, más exacto es el modelo k en proyectar, intra-muestra, el período $S+h$ y el mayor peso que tendrá dicho modelo en proyectar, fuera de la muestra, el período $N+h$.

Paso 3. Peso promedio para cada modelo

El propósito de este paso es reducir la matriz $\hat{q}_{t,k}^w$, de dimensión $H \times W$, a un vector de dimensión H que contenga el peso promedio de cada modelo k , para cada período $S+h$ proyectado. Para tal efecto, se calcula el promedio simple de los pesos obtenidos por cada modelo en cada ventana móvil y para cada uno de los períodos $S+h$ que comprende el horizonte de pronóstico. En otras palabras, se calcula el promedio de cada fila de la matriz $\hat{q}_{t,k}^w$. En notación matricial esta operación se lleva a cabo multiplicando la matriz (A.4) por un vector de dimensión $W \times 1$ que contiene un valor constante, equivalente al inverso del número de ventanas ($1/W$), como se indica a continuación.

$$\hat{q}_{t,k} = \begin{pmatrix} \hat{q}_{S+1,k}^1 & \hat{q}_{S+1,k}^2 & \dots & \hat{q}_{S+1,k}^W \\ \hat{q}_{S+2,k}^1 & \hat{q}_{S+2,k}^2 & \dots & \hat{q}_{S+2,k}^W \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{q}_{S+H,k}^1 & \hat{q}_{S+H,k}^2 & \dots & \hat{q}_{S+H,k}^W \end{pmatrix}_{H \times W} \begin{pmatrix} \frac{1}{W} \\ \vdots \\ \frac{1}{W} \end{pmatrix}_{W \times 1} = \begin{pmatrix} \hat{q}_{S+1,k} \\ \hat{q}_{S+2,k} \\ \vdots \\ \hat{q}_{S+H,k} \end{pmatrix}_{H \times 1} \quad (\text{A.5})$$

Donde cada término de (A.5) se encuentra dado por $\hat{q}_{S+h,k} = \frac{1}{W} \hat{q}_{S+h,k}^1 + \frac{1}{W} \hat{q}_{S+h,k}^2 + \dots + \frac{1}{W} \hat{q}_{S+h,k}^W$. Este término representa el grado de eficiencia promedio del modelo k para proyectar, fuera de la muestra, la variable dependiente para el período $S+h$. En este sentido, es importante resaltar que el grado de eficiencia del pronóstico de un modelo k no necesariamente es igual para cada uno de los períodos del horizonte de pronóstico. En otras palabras, los pronósticos del modelo k podrían ser eficientes para proyectar el período $S+1$, pero los mismos no necesariamente son eficientes para proyectar los períodos $S+2, S+3, \dots, S+H$.

Paso 4. Construcción de las distribuciones de los pesos promedio y preselección endógena

En este paso se construye una distribución estadística para los pesos promedios de cada modelo y se lleva a cabo un proceso de depuración de los modelos menos eficientes para proyectar la variable de interés. Para tal efecto, transformamos la expresión (A.5) en una matriz de dimensión $H \times K$, denominada A.6, que contiene los pesos promedio de cada uno de los K modelos utilizados para generar la trayectoria de pronóstico.

$$\hat{Q}_{t,k} = \begin{pmatrix} \hat{q}_{S+1,1} & \hat{q}_{S+1,2} & \cdots & \hat{q}_{S+1,K} \\ \hat{q}_{S+2,1} & \hat{q}_{S+2,2} & \cdots & \hat{q}_{S+2,K} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{q}_{S+H,1} & \hat{q}_{S+H,2} & \cdots & \hat{q}_{S+H,K} \end{pmatrix}_{H \times K} \quad (A.6)$$

Cada columna de la matriz $\hat{Q}_{t,k}$ contiene el peso promedio de cada modelo k (para $k=1,2,\dots,K$) que resulta de proyectar la variable dependiente, y_t , para cada uno de los períodos que conforman el horizonte de proyección: $S+1, S+2, \dots, S+H$, el cual, a su vez, se encuentra representado por cada fila de (A.6). En este sentido, la sumatoria de los valores de cada fila son iguales a la unidad ($\sum_{k=1}^K \hat{q}_{S+h,k} = 1$) para cada $h=1,2,\dots,H$. Adicionalmente, asumiendo que los pesos promedio se distribuyen de conformidad con una distribución normal, se calculó la media y la desviación estándar para los elementos de cada fila. Ello nos permitió llevar a cabo una preselección de modelos a combinar en función de su desempeño histórico para proyectar la variable dependiente. De conformidad con este criterio, todos aquellos pesos cuyo valor se sitúan en el extremo izquierdo de la distribución (por debajo de la media más dos desviaciones estándar de la misma) fueron convertidos a cero, de tal forma que solamente combinamos aquellos modelos que históricamente proyectaron mejor, es decir, aquellos cuyos pesos se encuentran en la parte superior derecha (por arriba del 5%) de la distribución. Simultáneamente, se re-normalizaron los pesos de cada fila, de tal forma que la sumatoria de sus elementos pudiera continuar siendo igual a la unidad. La matriz resultante con pesos re-normalizados para cada modelo k es similar en dimensiones a la matriz (A.6) y se describe a continuación.

$$\hat{Q}_{t,k}^n = \begin{pmatrix} \hat{Q}_{S+1,1}^n & \hat{Q}_{S+1,2}^n & \cdots & \hat{Q}_{S+1,K}^n \\ \hat{Q}_{S+2,1}^n & \hat{Q}_{S+2,2}^n & \cdots & \hat{Q}_{S+2,K}^n \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{Q}_{S+H,1}^n & \hat{Q}_{S+H,2}^n & \cdots & \hat{Q}_{S+H,K}^n \end{pmatrix}_{H \times K} \quad (\text{A.7})$$

Donde $\hat{Q}_{S+h,k}^n$ representa el peso promedio re-normalizado del modelo k para proyectar $S+h$, para $k=1,2,\dots,K$, y $h=1,2,\dots,H$. Estos pesos pueden ser interpretados como el grado de importancia o de eficiencia de cada modelo para proyectar $S+h$. Como se indicó, la sumatoria de los pesos que se encuentran en una misma fila de (A.7) es igual a uno: $\sum_{k=1}^K \hat{Q}_{S+h,k}^n = 1$.

Paso 5. Generación de la trayectoria eficiente de pronóstico

El último paso del algoritmo NICA es generar pronósticos fuera de la muestra original de observaciones para h períodos hacia adelante por cada uno de k' modelos que fueron preseleccionados para ser combinados (donde $k' < k$) y combinarlos por medio de los pesos re-normalizados $\hat{Q}_{t,k}^n$ que se indican en (A.7). Asumamos que los pronósticos fuera de la muestra por cada modelo pueden ser descritos en la matriz $\hat{y}_{k,t}$ de dimensión $H \times K$, como se indica en la expresión (A.8).

$$\hat{y}_{t,k} = \begin{pmatrix} \hat{y}_{N+1,1} & \hat{y}_{N+1,2} & \cdots & \hat{y}_{N+1,K} \\ \hat{y}_{N+2,1} & \hat{y}_{N+2,2} & \cdots & \hat{y}_{N+2,K} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{y}_{N+H,1} & \hat{y}_{N+H,2} & \cdots & \hat{y}_{N+H,K} \end{pmatrix}_{H \times K} \quad (\text{A.8})$$

Donde $\hat{y}_{N+h,k}$ representa el pronóstico de la variable y_t generado por el modelo k para el período $N+h$. Ahora bien, al multiplicar cada elemento de (A.8) por el correspondiente elemento de (A.7) se obtiene la siguiente expresión:

$$\hat{Q}_{t,k}^n \hat{y}_{t,k} = \begin{pmatrix} \hat{Q}_{S+1,1}^n \hat{y}_{N+1,1} & \hat{Q}_{S+1,2}^n \hat{y}_{N+1,2} & \cdots & \hat{Q}_{S+1,K}^n \hat{y}_{N+1,K} \\ \hat{Q}_{S+2,1}^n \hat{y}_{N+2,1} & \hat{Q}_{S+2,2}^n \hat{y}_{N+2,2} & \cdots & \hat{Q}_{S+2,K}^n \hat{y}_{N+2,K} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{Q}_{S+H,1}^n \hat{y}_{N+H,1} & \hat{Q}_{S+H,2}^n \hat{y}_{N+H,2} & \cdots & \hat{Q}_{S+H,K}^n \hat{y}_{N+H,K} \end{pmatrix}_{H \times K} \quad (\text{A.9})$$

Cada columna de (A.9) representa el pronóstico ponderado fuera de muestra generado por cada modelo k para cada uno de los períodos $N+h$, para $h=1,2,\dots,H$. Es importante resaltar que algunas columnas de (A.9) tienen un valor de cero, ya que los pesos ponderados finales de algunos modelos fueron establecidos en dicho valor por considerarse poco eficientes. Para aquellas columnas cuyos valores son distintos de cero, la expresión $\hat{Q}_{S+h,k}^n \hat{y}_{N+h,k}$, puede interpretarse como la contribución del modelo k en el pronóstico de y_t para proyectar el período $N+h$. Por lo tanto, la sumatoria de cada columna (o de cada período $N+h$) de la matriz $\hat{Q}_{t,k}^n \hat{y}_{t,k}$ es equivalente al pronóstico de la variable de interés para dicho período, \hat{y}_t . En otras palabras, dicha sumatoria representa el promedio ponderado de todos los modelos preseleccionados para proyectar y_t en cada período $N+h$, como se indica en (A.10).

$$\hat{y}_t = \begin{pmatrix} \hat{Q}_{S+1,1}^n \hat{y}_{N+1,1} + \hat{Q}_{S+1,2}^n \hat{y}_{N+1,2} + \dots + \hat{Q}_{S+1,K}^n \hat{y}_{N+1,K} \\ \hat{Q}_{S+2,1}^n \hat{y}_{N+2,1} + \hat{Q}_{S+2,2}^n \hat{y}_{N+2,2} + \dots + \hat{Q}_{S+2,K}^n \hat{y}_{N+2,K} \\ \vdots \\ \hat{Q}_{S+H,1}^n \hat{y}_{N+H,1} + \hat{Q}_{S+H,2}^n \hat{y}_{N+H,2} + \dots + \hat{Q}_{S+H,K}^n \hat{y}_{N+H,K} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{y}_{N+1} \\ \hat{y}_{N+2} \\ \vdots \\ \hat{y}_{N+H} \end{pmatrix} \quad (\text{A.10})$$

Donde el vector \hat{y}_t representa la trayectoria eficiente de pronóstico de la variable y_t generada por el algoritmo NICA para el período $N+h$, para $h=1,2,\dots,H$.

Finalmente, es importante mencionar que el algoritmo NICA que se describe en la presente sección fue programado en Eviews para generar nuestro análisis empírico. Dicho programa se encuentra disponible por parte de los autores, previa autorización del Banco Central de Nicaragua.

Buscando los motores del crecimiento: Un modelo de crecimiento por demanda para Nicaragua

José Noguera García^{1/}

RESUMEN

Después de la crisis financiera de 2008 muchos de los supuestos de la teoría neoclásica fueron cuestionados, lo que llevó al resurgimiento del Keynesianismo. El objetivo de este estudio es contribuir al proceso de toma de decisiones de políticas públicas, en este sentido, se evalúan los factores que impulsan el crecimiento económico desde una perspectiva de demanda agregada. Se usa un modelo ARDL para determinar las variables macroeconómicas que inciden en la producción. Los resultados muestran que el crecimiento económico de Nicaragua responde positivamente a los efectos de la demanda. Más importante todavía, las exportaciones y en menor medida el gasto del gobierno han sido los motores de crecimiento en el período 1994Q1-2011Q4.

Palabras Claves: Crecimiento económico, crecimiento por demanda, Post-Keynesianismo, ARDL, Nicaragua.

Código JEL: C5, E1.

1/ El autor agradece los comentarios y sugerencias de Carlos Herrera, Fernando Miranda, Gabriela Centeno y Kiara Calero. Para comentarios comunicarse al correo: jose.noguera.92@gmail.com. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de su autor y no representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

En años recientes Nicaragua ha logrado obtener tasas de crecimiento superiores que sus pares centroamericanos y se ha posicionado como uno de los países de mayor crecimiento en Latinoamérica (ver Gráfico A1). Esto ha permitido que aumente el Producto Interno Bruto (PIB) per cápita, el empleo y se mejore el bienestar de la nación. Sin embargo, se ha argumentado que incluso si Nicaragua mantiene estas tasas de crecimiento en los próximos años, probablemente, el país no converja en términos de ingreso per cápita con el resto de la región.

La necesidad de crecer a tasas superiores ha llevado a muchos a debatir sobre las acciones que el país debe tomar para alcanzar la prosperidad económica. Desafortunadamente, la mayoría de opciones propuestas son políticas ortodoxas^{2/} tales como el incremento de la productividad o la mejora tecnológica. Como alternativa, proponemos un enfoque diferente; nuestra hipótesis es que el crecimiento de largo plazo está influenciado por los factores de demanda. Por lo que es necesario examinar otras variables, diferentes a las consideradas por la teoría económica dominante. Como Keynes (1979 citado en Hein 2015) señaló: la ley de Say sólo se puede asumir que se cumpla en una “economía de intercambio”, donde la demanda agregada y la oferta agregada no se pueden desviar del salario real. Sin embargo, en la economía actual, pueden existir derrames del circuito del ingreso en donde estos no son compensados con inyecciones de la misma cantidad, y la demanda agregada se puede desviar sistemáticamente de la oferta agregada (Hein, 2015). Por tanto, la producción de la economía y el crecimiento pueden ser determinados por la demanda.

Los estudios del crecimiento económico de Nicaragua son realizados usualmente bajo un marco de oferta agregada, limitando las opciones de política a esta perspectiva. Sin embargo, existen algunos autores que han contribuido a revertir esta tendencia. De Franco (2011) identifica los factores que suman al crecimiento económico considerando los factores de demanda de la economía. Él estima el crecimiento a través de un método de contabilidad encontrando que durante las décadas del 50 al 70, el crecimiento fue explicado por el crecimiento de la demanda interna, y desde el año 2000 hasta 2007 por las exportaciones.

2/ La “escuela de pensamiento” dominante representada por la economía neoclásica.

Moreno-Brid y Perez (1999) encuentran una asociación fuerte entre la tasa de crecimiento del PIB real y las exportaciones reales y los términos de intercambio (con un efecto más fuerte del primero) en los países de América Central durante el período de 1950-1996. Vogel (2007) prueba la endogeneidad de la tasa natural de crecimiento de once países – incluido Nicaragua – encontrando que los países son sensibles al crecimiento potencial de la demanda. Además, debido a los bajos niveles de industrialización y producción, los países menos desarrollados reaccionan muy sensiblemente a los incrementos del crecimiento actual. Y más recientemente, Miranda (2016) encuentra que el determinante del crecimiento de la productividad es el crecimiento del PIB. Estos hallazgos abren el debate sobre los factores que deberían ser considerados para alcanzar tasas de crecimiento económico más robustas.

El objetivo de este estudio es contribuir al proceso de toma de decisiones de políticas públicas. Después de la crisis financiera de 2008, muchos economistas prominentes cuestionaron la habilidad del mercado para auto-corriger las desviaciones y volver al equilibrio. Por tal razón, exploramos nuevas posibilidades que afecten directamente el crecimiento económico. En este sentido se utiliza un modelo Auto-Regresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL por sus siglas en inglés), para determinar las variables económicas que inciden en la producción.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera: La sección 2 discute la teoría del crecimiento por demanda; la sección 3 presenta los resultados económicos de Nicaragua en las últimas dos décadas; la sección 4 describe el método; la sección 5 presenta los resultados del análisis empírico; la sección 6 discute las implicaciones de política; y finalmente la sección 7 presenta las conclusiones.

2. Teoría del crecimiento de largo plazo: Una perspectiva de demanda agregada

La teoría neoclásica del crecimiento de largo plazo está basada en los modelos de Solow (1956) y Swan (1956). El modelo establece una relación entre la tasa de crecimiento y la productividad total de los factores, junto con las cantidades de capital y mano de obra. Basado en la premisa que

las economías convergen a un estado estacionario donde el stock de capital no varía, los cambios de la tasa de crecimiento son determinados exógenamente – ej. cambio en la tasa de ahorro, productividad, progreso tecnológico, etc.

Sin embargo, este enfoque no ha podido responder por qué el crecimiento de los factores de oferta difiere entre países (Thirlwall, 2011b). En esta línea, Palley (1996) resume las limitantes de esta teoría en tres aspectos. Primero, la tasa de acumulación del capital depende exclusivamente del comportamiento del ahorro de los hogares, olvidando completamente el nexus de inversión-ahorro. Segundo, la demanda no se considera como una restricción, asumiendo que los mercados se vaciarán a cualquier nivel de producción. Y finalmente, la teoría neoclásica ha fallado en endogenizar el crecimiento en estado estacionario.

Por otro lado, los problemas de la función de producción son señalados por Temple (2006). Él explica que debido a que la mano de obra entre los sectores es distribuida endógenamente, es imposible establecer una función de producción agregada. Además, cualquier forma de agregación de factores difícilmente puede ser considerada una aproximación a la realidad, ya que la tecnología de un sector con el otro difiere grandemente. De manera similar Valle (1991) citado en Miranda (2016) argumenta que debido a que la productividad es planteada como un residuo después de ajustar un modelo elegido arbitrariamente de productos e insumos, la bondad de ajuste del residuo es imperfecta.

El modelo neoclásico restringe el crecimiento económico al ahorro, el crecimiento de la población y el progreso tecnológico. Sin embargo, estas restricciones pueden ser fácilmente contrastadas. Kaldor (1998) y Oreiro et al. (2012) argumentan que: i) El capital/inversión depende del costo de oportunidad del capital y la expectativa del crecimiento futuro de las ventas y la producción, por lo que, la inversión es una variable endógena que está alineada con el crecimiento esperado de la demanda; ii) El número de horas trabajadas puede ser incrementados fácilmente resultando en un aumento de la producción; y iii) la innovación es determinada mayormente por la tasa de acumulación de capital. Se ha demostrado una relación estructural entre

la tasa de crecimiento de la productividad laboral y la tasa de crecimiento de la producción, conocida como la ley de Kaldor-Verdoon^{3/}.

En cuanto a la aplicación en el mundo real, muchos de los supuestos de la teoría neoclásica resultaron equivocados después de la crisis de 2008. La hipótesis de los mercados eficientes suponía que los mercados financieros siempre mostraban los precios correctos. Los debates pre-crisis entre economistas estaban centrados en los mecanismos de autocorrección (Krugman, 2009). Según Krugman (2009), había economistas que creían que los mercados no fallaban y otros que creían que fallaban de vez en cuando, pero los fallos podían ser corregidos por los bancos centrales.

La falta de capacidad del mercado o los bancos centrales de restablecer el equilibrio durante la crisis llevó al resurgimiento del Keynesianismo. Keynes señaló que el gobierno debía participar en la economía cuando la política monetaria es inefectiva o cuando el sector privado no puede ser persuadido de gastar más. Esta política ganó popularidad de nuevo y como consecuencia, después que la burbuja de bienes raíces explotara, los diseñadores de política utilizaron políticas fiscales para lidiar con la recesión (Stockhammer et al., 2016).

Dada todas las limitantes y reveses de la teoría clásica, una alternativa para lidiar con los problemas del crecimiento económico que concierne a los gobiernos es mirar los obstáculos desde una perspectiva de demanda agregada. Davidson (2006) señaló que Keynes se dio cuenta que el único camino del pleno empleo global requiere que cada nación lleve a cabo activamente un programa de inversión pública doméstica para generar el pleno empleo interno. Si las naciones siguen una estrategia de crecimiento basado en las ventajas competitivas que aumenten la producción, los resultados llevarán a un juego de suma cero, donde algunos países obtendrán mayores niveles de empleo a costa de sus socios comerciales o países contendientes.

3/ La ley de Kaldor-Verdoon implica que un incremento en la demanda agregada causará que la productividad laboral crezca más rápidamente, ya que el crecimiento de la producción se acelerará en respuesta a una demanda mayor (Oreiro et al., 2012).

A pesar de la creencia neoclásica de un gobierno pasivo, el papel que el sector público debe tomar es tal que se alcance el pleno empleo a través de políticas de demanda doméstica. Sólo una vez que estas políticas sean implementadas, se puede considerar una estrategia de crecimiento por exportaciones. Estos resultados son tomados de experiencias de países como Japón, Alemania, y más tarde China e India que usaron el sector exportador para crecer a expensas del resto del mundo (Davidson, 2006).

Esta rama de la teoría económica ha llevado a desarrollar la teoría del crecimiento por demanda. Basado en la idea que la ley de Say funciona inversamente, i.e. la expansión de la oferta agregada responde positivamente a la expansión de la demanda agregada (Cornwall 1972 citado en Setterfield 2002), teoría que ofrece un papel fundamental al enfoque de la demanda en la economía. En palabras de Kaldor (1998 citado en Oreiro et al. 2012), la premisa del crecimiento por demanda es que los factores de producción son en sí mismo bienes producidos dentro del sistema, por lo que las dotaciones de los factores de oferta pueden crecer continuamente y al hacerlo, no representar una restricción al crecimiento de largo plazo.

El crecimiento por demanda inició con las contribuciones de Harrod (1939) y Kaldor (1957) siguiendo las ideas de Keynes. En su trabajo, Harrod establece el principio de aceleración el cual está basado en los cambios de la tasa de crecimiento donde el sistema de demanda y oferta fluyen en una tasa variable, contrario al estado estacionario. De acuerdo al autor, la trayectoria de la línea de producción trazada por la tasa de crecimiento garantizada es un equilibrio móvil, es decir, el ritmo de crecimiento al cual los productores están satisfechos con su producción y por lo tanto los inducirá a continuar con esta trayectoria.

En este sentido, una desviación positiva del crecimiento garantizado creará un estímulo mayor a la expansión de acuerdo al principio de aceleración, e inversamente. Además, contrario al estado estacionario, cambios en las variables fundamentales – tales como ahorro, tecnología, etc. – pueden causar un efecto opuesto en la trayectoria del crecimiento garantizado (Harrod, 1939).

Kaldor (1957) inspirado por Harrod (1939) desarrolla su propio modelo. Las ideas centrales del modelo son: i) para tener un crecimiento continuo, es necesario que el aumento de la producción sea un resultado de la inversión en capital y debe realizarse en respuesta a un aumento de la producción. ii) A través del continuo incremento de maquinaria y otros equipos usados en combinación con la mano de obra, la productividad laboral aumentará continuamente.

Aceptar que el crecimiento de largo plazo está determinado por los factores de demanda, llevará a concluir que el ritmo al cual crece la producción real está determinado por el crecimiento de la demanda autónoma. En el caso de economías abiertas, la demanda autónoma tiene dos componentes: las exportaciones y el gasto del gobierno (Park citado en Oreiro et al. 2012). La inversión, sin embargo, es determinada endógenamente por el incremento de la producción como lo establece Kaldor.

En economías pequeñas abiertas, el crecimiento de las exportaciones es la variable exógena. Si el crecimiento del gasto del gobierno crece más rápidamente que el crecimiento de las exportaciones, entonces la producción real e ingresos superarán a las exportaciones. Adicionalmente, el crecimiento de las exportaciones tienen un papel importante en la determinación del déficit de largo plazo (Oreiro et al., 2012). Un déficit comercial sostenido disminuirá la demanda, la oferta no será completamente utilizada y los bienes del país se volverán menos deseables empeorando la balanza de pagos aún más (Thirlwall, 2011a), lo que implica que el déficit comercial de largo plazo representa una restricción en la tasa de crecimiento.

La idea de restricción en la balanza de pagos llevó a Thirlwall a establecer un modelo donde ningún país puede crecer más rápidamente que la tasa consistente al equilibrio de balanza de pagos en cuenta corriente, a menos que pueda financiar el déficit creciente. Como ley fundamental, la tasa de crecimiento de un país se aproximará al ratio del crecimiento de las exportaciones y la elasticidad de la demanda de las importaciones (Thirlwall, 2011a).

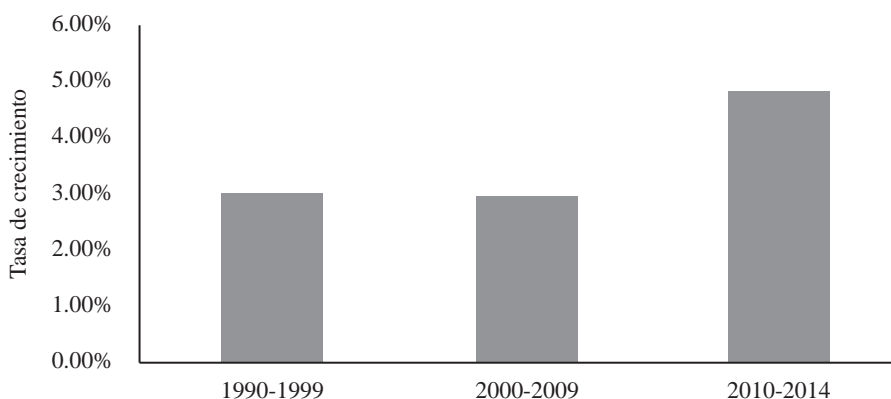
3. El crecimiento económico de Nicaragua 1990 – 2014

La implementación de políticas neoclásicas recolectadas en el Consenso de Washington tenía como objetivo reducir el tamaño del gobierno, eliminar las barreras del comercio y conducir la economía hacia un mercado libre. El objetivo de la estrategia fue crecer a través del incremento de la capacidad productiva y enfoque en los mercados externos. En los años 1990 - 2000, el crecimiento se debió a las exportaciones e inversión^{4/}. El gasto público se redujo drásticamente, el consumo privado se recuperó, sin embargo, las importaciones fue la variable que tuvo mayor crecimiento (De Franco, 2011).

En la siguiente década el crecimiento fue explicado mayormente por el crecimiento de las exportaciones (De Franco, 2011). Aunque el volumen de exportaciones incrementó a un ritmo mayor que los años anteriores, los resultados económicos aún fueron bajos. Este período de relativo crecimiento estable fue impactado por dos shocks externos. El primero durante los años 2001-03, debido a los precios del café, la estagnación de la agricultura, y la ralentización de los otros países de América Latina. El segundo shock fue en 2009 donde el PIB real cayó 1.5%, ocasionado por fuertes reducciones del consumo y la inversión privada (Banco Mundial, 2012).

A partir de 2010, la tasa de crecimiento aumentó a un ritmo mayor (ver Gráfico 1), empujado por las exportaciones que crecieron a una tasa del 13.2 por ciento en términos reales en el primer año (Banco Mundial, 2012). A pesar que desde 2007 el volumen de los principales productos exportables experimentó una reducción, los precios favorables de los commodities compensaron la caída.

4/ El incremento de las inversión fue explicado por el programa de reconstrucción que el sector público implementó después del huracán Mitch.

Gráfico 1. Tasa de crecimiento PIB de Nicaragua 1990-2014

Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN 1990-2014.

Otros aspectos que han contribuido al crecimiento económico de Nicaragua sin lugar a dudas han sido las políticas macroeconómicas y fiscales adecuadas. Nicaragua ha reducido exitosamente los niveles de deuda externa, desde el 150 por ciento del PIB en 2001 a menos del 60 por ciento en 2010. También la política monetaria ha sido adecuada y la inflación se ha mantenido en un dígito en la mayoría de los años (Banco Mundial, 2012).

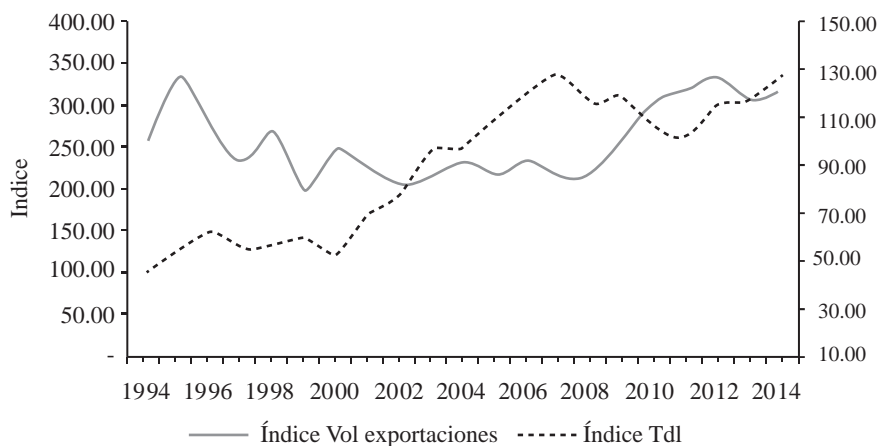
Nicaragua ha suscrito recientemente muchos acuerdos internacionales de libre comercio, siendo el DR-CAFTA el más importante, permitiéndole cortar las tarifas de los bienes y servicios comerciados con los Estados Unidos de América (EUA). Este proceso ha intensificado la integración del país con el comercio internacional. Sin embargo, ha creado algunas deficiencias, las exportaciones están altamente concentradas en bienes primarios y hacia un solo país. En 2015 y 2016, los bienes enviados a EUA representaron cerca del 40% de las exportaciones totales^{5/}, por lo que pone al país en una situación vulnerable a movimientos de los precios de los alimentos y a las relaciones políticas. También, el porcentaje de las importaciones ha aumentado hasta el 71.5% del PIB, incrementando la dependencia externa (Banco Mundial, 2012).

5/ Fuente: <http://www.cetrex.gob.ni/website/servicios/estadisticas2.jsp>

La inversión extranjera directa (IED), cooperación externa y las remesas han contribuido a financiar el déficit de la cuenta corriente en 2016 (BCN, 2017). La IED creció cerca del 280% en el período comprendido de 2007 a 2016; sin estos flujos de capital la economía de Nicaragua probablemente habría obtenido resultados similares o peores a las dos décadas pasadas debido a la Ley de Thirlwall.

Nicaragua ha confiado en su potencial exportador para crecer. Sin embargo, a lo largo del tiempo, ha cambiado poco o nada su oferta exportable. Según FUNIDES (2016), en 2015 el 85% del valor exportado correspondía a fuentes naturales. Además, en el período estudiado (1990-2011), el índice de términos de intercambio no ha superado aún el nivel de 1995 (ver Gráfico 2), probablemente confirmando la tesis de Prebisch-Singer^{6/}.

Gráfico 2. Nicaragua: Vulnerabilidad externa



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN 1994-2014.

4. Marco metodológico

Siguiendo el método de Ledesma y Thirlwall (2002), podemos aproximar la tasa natural de crecimiento como la tasa actual de crecimiento que mantiene el desempleo constante; implicando lo que Harrod ha llamado, tasa de crecimiento de la fuerza de trabajo en unidades eficientes.

6/ El precio de los *commodities* disminuye en relación a los precios de los bienes manufacturados en el largo plazo, lo que causa que los términos de intercambio se deterioren en los países agroproductores.

De la ley de Okum (1962), podemos especificar los cambios en el porcentaje del desempleo como una función lineal del crecimiento del producto:

$$\Delta\%U = a - b(g) \quad (1)$$

Donde $\Delta\%U$ es el porcentaje de desempleo, a es una constante, b es un parámetro y (g) es el crecimiento del producto. Cuando $\Delta\%U = 0$, la tasa natural de crecimiento es definida como a/b . Sin embargo, las condiciones del mercado laboral (tales como el acaparamiento o despidos de la fuerza laboral) pueden afectar los estimados de a y b , causando problemas en los parámetros y se corre el riesgo de sobre/sub-estimar la tasa natural de crecimiento (Ledesmas & Thirlwall, 2002).

Este problema es especialmente importante de solucionar para Nicaragua. Se sabe que durante la década de los 90, el país sufrió cambios drásticos en su economía producto de las reformas estructurales llevadas a cabo por el Consenso de Washington. En este período miles de personas fueron despedidas del gobierno central para reducir el tamaño y papel del sector público, resultando en un incremento del desempleo en los primeros años.

Para solucionar el problema de sesgo, podemos revertir la variable dependiente de la ecuación (1):

$$g = a_1 - b_1(\Delta\%U) \quad (2)$$

Donde la constante a_1 define ahora la tasa natural de crecimiento, la cual es consistente con la tasa de crecimiento que mantiene la tasa de desempleo constante.

Para probar la endogeneidad, después de estimar la tasa natural de crecimiento, se pueden calcular las desviaciones del crecimiento actual con respecto a su tasa natural. Se puede reescribir la ecuación (2) introduciendo una variable dummy ($D=1$) para los períodos donde la tasa actual de crecimiento es mayor a la natural y 0 de lo contrario (Ledesma y Thirlwall, 2002), resultando en:

$$g = a_2 + b_2D - c_2(\Delta\%U) \quad (3)$$

Si el coeficiente b_2 de la dummy más la constante a_2 es significativamente mayor que la constante original a_1 en la ecuación (2), significa que la tasa de crecimiento que mantiene al desempleo constante ha aumentado en las épocas de auge económico (Ledesma & Thirlwall, 2002). En otras palabras, se enfrenta un equilibrio dinámico como lo propuso Harrod (1939), por lo que la nueva tasa de crecimiento no afectará el nivel de desempleo, y la idea de la máxima utilización de recursos no es más factible.

Es necesario probar que la tasa de crecimiento es determinada endógenamente. Si se puede mostrar que el aumento de la demanda afecta positivamente la tasa de crecimiento, y el crecimiento de la producción induce al crecimiento de los insumos, entonces se debe prestar mayor atención a los componentes de la demanda y las restricciones de la demanda (Ledesma & Thirlwall, 2002). Sólo después de este punto, un estudio de factores de demanda es viable.

4.1. Un modelo de crecimiento por demanda

El modelo propuesto está inspirado en Atesoglu (2002 citado en Pieroni et al. 2008), quien usa un enfoque IS-PM para identificar los shocks de política fiscal al usar el gasto de defensa y civil del presupuesto del sector público. Sin embargo, la ecuación usada en esta investigación es propuesta en el trabajo de Oreiro et al. (2012) para medir la influencia de los factores de demanda en el crecimiento:

$$Y_t = I_t + EXP_t + GOV_t + GIR_t \quad (4)$$

Donde todas las variables están en términos reales. Y es el Producto Interno Bruto (PIB), I inversión, EXP exportaciones, GOV gasto del gobierno y GIR reservas brutas internacionales.

Una diferencia importante de los modelos de Atesoglu (1995) y Oreiro et al. (2012) es que el Banco Central de Nicaragua (BCN) no puede predeterminar el interés real^{7/} ni tiene metas de inflación. En Nicaragua, la

7/ La tasa de interés es para países donde los Bancos Centrales cumplen un doble mandato i.e. impulsar el crecimiento económico y cuidar la estabilidad de los precios tales como EUA (para una discusión extensa vea Romer 2000), no siendo el caso de Nicaragua.

política monetaria es establecida para asegurar la estabilidad de precios. La autoridad ha anclado la inflación a la tasa de cambio nominal, usando las reservas internacionales brutas para garantizar la libre convertibilidad. Es por tal razón que se incluye la variable GIR en el modelo.

4.2. Método

Después que Granger y Newbold (1974) llamaran la atención del problema de correlación serial y después que Granger (1981) probara que un vector de variables podía tener una combinación lineal la cual fuera estacionaria en niveles (Nkoro & Uko, 2016), una serie de métodos se ha desarrollado para determinar la relación de largo plazo entre series de tiempo no estacionarias – ej. Engel & Granger (1987), Johansen & Juselius (1990), así como el modelo de reparametrización de corrección de error (ECM).

Otro método que concierne a la cointegración, el cual ha ganado popularidad entre los investigadores es el modelo Auto-Regresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL). Este modelo fue propuesto por Pesaran y Shin (1999) y Pesaran et al. (2001).

ARDL consiste en dos etapas que pueden ser explicadas de la siguiente manera: una primera etapa, determina si existe una relación de largo plazo entre las variables. En la segunda etapa, si los resultados indican una relación de largo plazo, un procedimiento a dos pasos es ejecutado (Tunali, 2016). El modelo toma cada variable subyacente como una ecuación de relación única. Si el vector de cointegración es identificado, el modelo es reparametrizado en ECM (Nkoro & Uko, 2016).

Al probar la cointegración se usa un estadístico-F para decidir la existencia de una relación de largo plazo entre las variables. La hipótesis nula de este test es $H_0 = \alpha_{11} = \alpha_{12} = \alpha_{13} = 0$ o sea que no existe ninguna relación de largo plazo entre las variables. El F-estadístico calculado es comparado con dos valores críticos y tres diferentes resultados se pueden derivar de esta comparación. Si el F-estadístico sobrepasa el límite superior del valor crítico, la hipótesis nula es rechazada; por lo que existe cointegración entre las variables. Si el F-estadístico se encuentra entre el límite superior e inferior, el resultado es inconcluso. Y finalmente, si el F-estadístico cae por

debajo de límite inferior, la hipótesis nula no puede ser rechazada (Tunali, 2016).

Entre las ventajas de los modelos ARDL están que pueden ser usados irrespectivamente del orden de integración de las variables, siempre y cuando sean integradas de orden I(0), I(1) o fraccionalmente integradas (Pahlavani et al, 2005). También previene la correlación serial y el problema de endogeneidad debido a la adecuada aumentación. Finalmente, los resultados obtenidos son más confiables, aun cuando el tamaño de la muestra sea pequeña (Tunali, 2016).

Por otro lado, una de las limitaciones de los modelos ARDL es que solo pueden acomodar una relación de cointegración. Si existe más de una relación, entonces el método de Johansen & Joselius (1990) es recomendado, de lo contrario el modelo estaría mal especificado usando ARDL.

Según Pesaran (1997 citado en Pahlavani et al. 2005), el modelo ARDL es representado por la siguiente ecuación:

$$\phi(L, p)y_t = \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + \delta'w_t + u_t$$

Donde

$$\phi(L, p)y_t = 1 - \phi_1L - \phi_2L^2 - \dots - \phi_pL^p \quad (5)$$

Y

$$\beta_i(L, q_i) = 1 - \beta_{1i}L - \beta_{2i}L^2 - \dots - \beta_{iq_i}L^{q_i} \quad i = 1, 2, \dots, k$$

En esta ecuación, y_t es la variable dependiente, x_{it} denota la i -ésima variable independiente, L es el operador de rezago y w_t es el vector $S \times 1$ de términos determinísticos, variables dummies, tendencia de tiempo y otras variables exógenas. Los rezagos óptimos son seleccionados en este método de acuerdo a los criterios de información de Akaike (AIC) y el criterio de Schwarz (SBC) (Pahlavani et al. 2005).

Como en Pahlavani et al. (2005), según Pessaran y Pessaran citado en Wilson y Chaudhri, la elasticidad de largo plazo puede ser estimada por:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\widehat{\beta}_{i0} + \widehat{\beta}_{i1} + \dots + \widehat{\beta}_{iq_i}}{1 - \widehat{\phi}_1 - \widehat{\phi}_2 - \dots - \widehat{\phi}_p} \quad \forall i = 1, 2, \dots, k \quad (6)$$

Y la relación de cointegración de largo plazo es mostrada por:

$$\Delta y_t - \widehat{\theta}_0 - \widehat{\theta}_0 x_{1i} - \widehat{\theta}_2 x_{2i} - \dots - \widehat{\theta}_k x_{ki} = \varepsilon_t \quad \forall t = 1, 2, \dots, n \quad (7)$$

En esta ecuación, el término constante es igual a:

$$\widehat{\theta}_t = \frac{\widehat{\beta}_0}{1 - \widehat{\phi}_1 - \widehat{\phi}_2 - \dots - \widehat{\phi}_p} \quad (8)$$

Pahlavani et al. (2005) afirman que la versión del modelo ARDL puede ser obtenida al reescribir la ecuación (5), en términos de rezagos en niveles y primeras diferencias de y_t , x_{2t}, \dots, x_{kt} y w_t de la siguiente manera:

$$\Delta y_t = -\phi(1, \hat{p}) EC_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_{io} \Delta x_{it} + \delta' \Delta w_t - \sum_{j=1}^{\hat{p}} \varphi^* y_{t-j} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{\widehat{q}_{t-1}} \beta_{ij}^* \Delta x_{it} + u_t \quad (9)$$

Y finalmente, el término de corrección de error en la ecuación anterior es definido por:

$$EC_t = y_t - \sum_{i=1}^k \widehat{\theta}_i x_{it} - \boldsymbol{\psi}' w_t \quad (10)$$

En la ecuación anterior φ^* , δ' y β , son coeficientes que están relacionados a las dinámicas de corto plazo del modelo de convergencia de equilibrio y $\phi(1, \hat{p})$ es la velocidad de ajuste.

Por lo que, el modelo en forma de corrección de error es:

$$\begin{aligned} \Delta \ln GDP_t = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^n b_j \Delta \ln GDP_{t-j} + \sum_{j=1}^n c_j \Delta \ln I_{t-j} + \sum_{j=1}^n d_j \Delta \ln EXP_{t-j} + \sum_{j=1}^n e_j \Delta \ln GOV_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^n f_j \Delta \ln GIR_{t-j} + \delta_1 \ln GDP_{t-1} + \delta_2 \ln I_{t-1} + \delta_3 \ln EXP_{t-1} + \delta_4 \ln GOV_{t-1} \\ & + \delta_5 \ln IGR_{t-1} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (11)$$

Los parámetros δ_i , $i = 1, 2, 3, 4, 5$ representan los multiplicadores de largo plazo, mientras que los parámetros b_j, c_j, d_j, e_j, f_j representan los coeficientes de las dinámicas de corto plazo del modelo ARDL subyacente.

4.3. Datos

Los datos usados para computar la tasa natural de crecimiento fueron tomados de las estadísticas del BCN, tomando como base el PIB 1994. El período tomado en consideración comprende 1990-2014^{8/}. En el caso del modelo de crecimiento por demanda los datos usados son trimestrales, comprendidos en el período 1994Q1-2011Q4 y ajustado por el componente cíclico.

4.4. Variables

La serie de desempleo está disponible anualmente y fue calculada a partir de la diferencia entre la población económicamente activa (PEA) y el desempleo abierto. Para los años 2001 y 2002 las observaciones no están disponibles, por lo que se procedió a calcularlas con la tasa promedio de crecimiento de los últimos 10 años.

La variable gasto público fue calculada a partir de la serie anual de consumo colectivo, se usó el reporte trimestral de ejecución del presupuesto emitido por el Ministerio de Hacienda y Crédito Público (MHCP). A través del porcentaje de ejecución, se estimó cuanto se había gastado cada trimestre. Sin embargo, el reporte está solamente disponible desde 2000 en adelante. Para el caso del período 1994-1999, se usó el promedio móvil de los tres años subsiguientes al período. Se utilizó el procedimiento TRAMO/SEATS para ajustar por el componente cíclico a las variables del gasto público y GIR.

5. Resultados

Los resultados de la tasa natural de crecimiento son presentados en la Tabla 5.1. El primer modelo usa la ecuación (1) del método, donde la tasa de desempleo es función del PIB. La tasa natural de crecimiento es el cociente entre el intercepto y la pendiente. El método empleado es Regresión

8/ Aunque existe datos disponibles de los años ochentas, se decidió no incluirlos en el análisis ya que fue una época de condiciones extraordinarias. Un tiempo de guerra civil donde miles fueron desplazados hacia otros países, y muchos otros fueron reclutados para el servicio militar patriótico, condición que les impidió entrar al mercado laboral.

Robusta (RR) para corregir problemas de no-normalidad en los residuos y heterocedasticidad. Para el caso de Nicaragua, el crecimiento de largo plazo que mantiene el desempleo invariable es 3.651 por ciento anual durante el período 1990-2014.

La segunda regresión muestra la inversa de la ecuación (1), esta vez se usó Mínimo Cuadrados Ordinarios (MCO). La tasa natural de crecimiento (3.431) difiere de los resultados previos confirmando la sobre-estimación de la ecuación (1) como consecuencia de las distorsiones del mercado laboral. En ambos casos, los Durbin-Watson estimados se encuentran por encima del límite superior, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación con 1 por ciento de confianza.

Tabla 5.1 Tasa natural de crecimiento

	Método	Intercepto	Pendiente	DW	R ²	NRG
Ecuación (1)	RR	18.143**	-4.968***	2.165	0.281	3.651
		-7.17	-1.38			
Ecuación (2)	MCO	3.431***	-0.057***	1.475	0.281	3.431
		-0.43	-0.02			

Figuras en paréntesis son errores estándar; ***p<0.01, **p<0.05, * p<0.10.

Fuente: Elaboración propia.

Para probar la endogeneidad, se usa la ecuación (3). Primero con MCO y después con el método Prais-Winsten (PWER) con errores robustos para corregir problemas de autocorrelación y heterocedasticidad. Los resultados muestran que la tasa natural de crecimiento responde positivamente a la tasa efectiva de crecimiento. En épocas de auge, la tasa natural de crecimiento se aproxima al 5.01 por ciento, lo que significa que la economía podría crecer a un ritmo superior a 3.4% sin sobrecalentarse, contrario a lo que sugiere la teoría neoclásica.

Tabla 5.2 Endogeneidad de la tasa natural de crecimiento

	Método	Intercepto	Dummy	Pendiente	DW	R ²	NRG
Ecuación (3)	MCO	1.410** (0.5)	3.506*** (0.7)	-0.018 (0.02)	2.610	0.666	4.916
Ecuación (3)	PWER	1.342*** (0.35)	3.669*** (0.44)	-0.022* (0.01)	2.040	0.809	5.011

Figuras en paréntesis son errores estándar; ***p<0.01, **p<0.05, * p<0.10.

Fuente: Elaboración propia.

5.1. Probando los motores del crecimiento

Una vez que se ha probado que la economía de Nicaragua responde positivamente a los movimientos de los factores de demanda, se procede a probar las variables que inciden mayormente en el crecimiento del país.

Por tal razón, se revisa primero la estacionariedad de la serie mediante el *test* de Zivot y Andrews (1992). Argumentado por algunos autores, esta prueba tiene mayor poder que la prueba Dickey Fuller Aumentada (Raza & Afshan, 2017). Este *test* propone una variación del *test* de Perron, el cual muestra que el poder para rechazar una raíz unitaria disminuye cuando la alternativa estacionaria es verdadera y es ignorado cuando existe un quiebre estructural (Waheed, Alam & Pervaiz, 2006), por lo que este *test* provee resultados más robustos. La Tabla 5.2 muestra que todas las variables son estacionarias en primeras diferencias. Esto aporta a la robustez de los resultados, ya que todas las variables son integradas de orden I(1) y las relaciones de largo plazo son factibles.

Tabla 5.3 Prueba Zivot-Andrews de raíz unitaria con quiebre estructural y tendencia

	En niveles		En primeras diferencias	
	t-estadístico	Quiebre estr.	t-estadístico	Quiebre estr.
GDP	-2.602.	2006Q4	-5.266***	2009Q1
GOV	-3.849	2003Q4	-10.584***	1999Q3
I	-3.354	1999Q3	-8.500***	2009Q1
EXP	-3.712	2008Q2	-5.149***	1998Q1
GIR	-3.440	2007Q2	-6.873***	1997Q3

Nota : Nivel de significancia: * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001.

Fuente : Elaboración propia.

Para probar que todas las variables tienen al menos una relación de largo plazo y convergen al equilibrio, se usa el método de Johansen para determinar cuántas ecuaciones de cointegración existen. Los resultados de la Tabla 5.3 indican que en el largo plazo existe a lo sumo una relación. Dado que existe solo una relación, se puede usar el modelo ARDL para establecer la relación de largo plazo de las variables.

Tabla 5.4 Prueba de Cointegración modelo de crecimiento por demanda

Hipótesis nula No. de (s)	Estadístico traza	5% Valores críticos	Valores propios
No relación	69.93	68.52	
Máxima 1	40.59	47.21	0.3424
Máxima 2	24.83	29.68	0.2015
Máxima 3	11.4	15.41	0.1746

Fuente: Elaboración propia.

De acuerdo al método, el primer paso del ARDL es determinar si existe una relación entre las variables. La prueba del límite de cointegración cuando el PIB es dependiente de los factores de demanda resulta significativa al 0.1 por ciento (5.5), por lo que no se acepta la hipótesis nula.

Tabla 5.5 Prueba de límite de co-integración

F-estadístico calculado : 7.240
 Valores críticos del límite del F-estadístico: constante no-restringida y sin tendencia

k	Nivel 90 %		Nivel 95 %		Nivel 99 %	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
4	2.45	3.52	2.86	4.01	3.74	5.06

Nota : Valores críticos tomados de Pesaran, Shin & Smith (2001).

Fuente : Elaboración propia.

En el modelo ARDL, la selección de rezagos fue determinada por el criterio de Schwarz (SBC) debido a que tiende a elegir especificaciones más parsimoniosas (Pesaran & Shin 1998 citado en Pahlavani et al., 2005). La Tabla 5.6 resume los resultados de las dinámicas de corto y largo plazo en el modelo de forma de corrección de error. En el largo plazo, 1% de incremento del gasto del gobierno representa un incremento del 9% del PIB

al 1% de significancia y 1% de incremento en las exportaciones incrementa 29.5% el crecimiento del PIB, demostrando un efecto importante en la dinámica de largo plazo. Por otro lado, la contribución de las reservas internacionales brutas es cercana a 0 y no es estadísticamente significativa.

Las dinámicas de corto plazo muestran que el término de corrección de errores (ECM_{t-1}) es negativo y con significancia alta lo que confirma la existencia de una relación estable de largo plazo. El coeficiente es -0.380 e implica que las desviaciones de largo plazo de la tasa de crecimiento del PIB son corregidas en un 38% en el siguiente trimestre.

Tabla 5.6 Elasticidades del crecimiento por demanda

Variable dependiente: PIB

Modelo autoregresivo de rezagos distribuidos

Elasticidades de largo plazo

GOV	I .	EXP	GIR
0.089** (0.037)	0.082* (0.035)	0.299*** (0.03)	0.008 (0.016)

Elasticidades de corto plazo

Constant	GDP _{t-1}	GDP _{t-2}	ECM _{t-1}
2.044*** (0.392)	-0.523*** (0.104)	-0.220* (0.103)	-0.380*** (0.070)

Nota : Nivel de significancia: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Figuras en paréntesis son errores estándar.

Fuente: Elaboración propia.

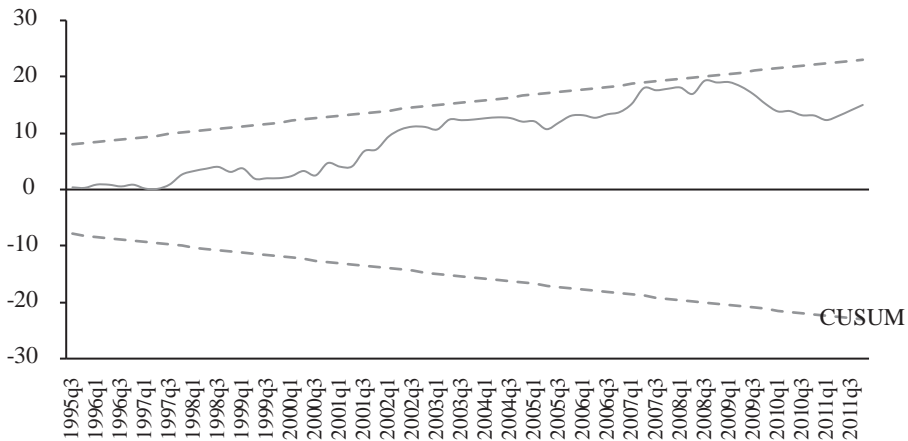
5.2. Estabilidad de largo plazo

La estabilidad de largo plazo de los parámetros del período es revisada con las pruebas CUSUM y CUSUM cuadrado en los residuos recursivos. Según Brown, Durbin y Ewans (1975 citado en Raza y Afshan 2017), los cambios sistemáticos de los coeficientes de la regresión son detectados con la prueba CUSUM, mientras que los cambios repentinos de la constancia de los coeficientes de la regresión se detectan usando el cuadrado de CUSUM.

Los resultados de las pruebas CUSUM y CUSUM cuadrado muestran que los parámetros no sufren de inestabilidad estructural en los residuos del

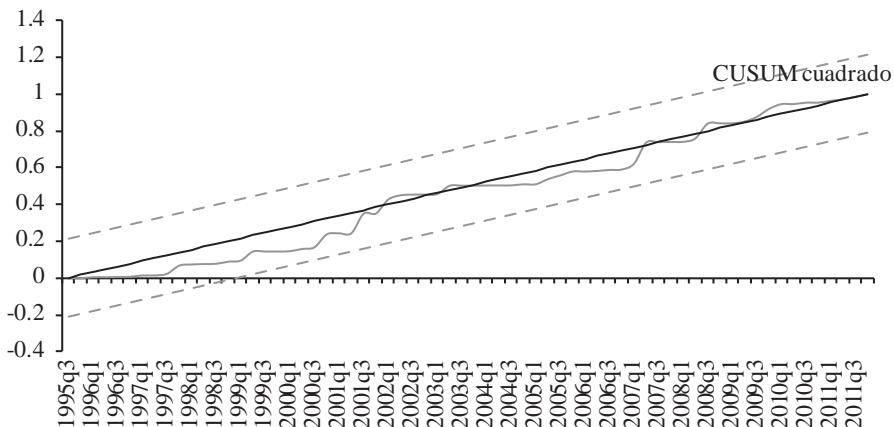
modelo. Esto implica que los coeficientes pueden ser usados para hacer proyecciones o para análisis económico.

Gráfico 3. Suma acumulada de residuos recursivos



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 4. Suma acumulada de cuadrados de residuos recursivos



Fuente: Elaboración propia.

6. Implicaciones de política

Los resultados del modelo muestran que el crecimiento del PIB de Nicaragua ha sido empujado principalmente por las exportaciones durante el período 1994Q1–2011Q4. En este sentido, Nicaragua se ha abierto al comercio internacional a través de tratados de libre comercio. En términos de política,

más tratados impulsarían el crecimiento al dirigir los incrementos extra de demanda externa a los bienes producidos dentro de la economía. Sin embargo, esto no ha sucedido completamente.

Según Kalecki (1960 citado en Kriesler 2011) las dinámicas de desempleo en países en vías de desarrollo difieren significativamente de los países desarrollados. Éstas resultan de la escasez de capital en lugar de la deficiencia de demanda efectiva. Sin embargo, esta conclusión no niega la posibilidad que exista una falta de demanda efectiva al mismo tiempo.

En economías en vías de desarrollo, el tamaño del capital no es suficiente para emplear toda la fuerza de trabajo. Incluso si no hubiera exceso de capacidad, no existiría el pleno empleo (Kriesler, 2011). El exceso de mano de obra reduce las presiones de los salarios y las reducciones de máxima capacidad son menos probables, siendo una de las razones del por qué la pobreza co-existe con bajos niveles de desempleo en países de bajo ingreso.

Cuando el capital es bajo y la población es grande, la productividad marginal baja al nivel marginal de desutilidad del trabajo en un escenario donde el desempleo aún persiste en sentido físico (Dasgupta, 2003). A esta luz, los países en desarrollo pueden enfrentar un reto dual i.e. incrementar la demanda a la vez que deben incrementar la capacidad productiva, así la economía puede responder a los incrementos de la demanda.

Para entender mejor estas dinámicas se toman dos conceptos de Harrod, la tasa de crecimiento requerida (g_w)^{9/} y la tasa natural de crecimiento (g_n)^{10/}. Según Thirlwall (2007) la relación entre esta dos tasas es $g_n > g_w$ en países en desarrollo. Esto provoca un desequilibrio entre el crecimiento de la fuerza laboral efectiva y la tasa de acumulación de capital causada por la falta de capital con el que pueda trabajar la fuerza de trabajo, y en consecuencia la causa del desempleo y subempleo.

Las opciones de política para lidiar con este problema están relacionadas con la tasa de interés. La tasa de interés debería ser baja para incentivar la

9/ La cantidad requerida de inversión para producir flujo adicional de producción, dada la tecnología actual y la tasa de interés (Thirlwall, 2007).

10/ La suma de la tasa de crecimiento de la fuerza de trabajo y la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo determinada por el progreso tecnológico (Thirlwall, 2007).

inversión y mantener bajo los costos operativos. Thirlwall (2007) argumenta que uno de los mensajes fundamentales de Keynes es que la economía capitalista es conducida por la decisión de invertir. Estudios relacionados con el tema han encontrado una relación negativa entre la tasa de interés y el crecimiento del PIB (ver Fry 1997).

Contrario a la hipótesis de Mckinnon-Show^{11/} de represión financiera, De Gregorio y Guidotti (1995 citado en Fry 1997) argumentan que la tasa de interés real no es un buen indicador de las distorsiones del mercado financiero. En su lugar, proponen una relación en forma de U invertida entre la tasa de interés y el crecimiento. Una tasa de interés muy baja causa desintermediación, por tanto, reduce el crecimiento. Una tasa muy alta resultaría en una reducción de los niveles de inversión. Cuál debería ser la tasa de interés óptima es una pregunta que no puede ser respondida en esta investigación, sin embargo, se debe continuar investigando en esta línea.

Otra alternativa es mover la economía hacia el uso de técnicas más intensivas en mano de obra. Existe evidencia que las empresas pueden sustituir capital por fuerza de trabajo y permanecer dentro de la frontera de eficiencia (Thirlwall, 2007). Dado que diferentes combinaciones de mano de obra y producción son usadas en los países, uno puede elegir del espectro de técnicas (*know how*) de aquellos países que son más intensivos en mano de obra y permanecen eficientes (Thirlwall, 2007). A pesar que ha sido argumentado que moverse hacia abajo sobre la frontera de eficiencia reduciría el nivel de ahorro, ya que la propensión a consumir es menor en las ganancias de capital que en los salarios, mayor desempleo conlleva a la reducción de los ahorros de los hogares e individuos. Cabe señalar también que las empresas no tienen como objetivo final ahorrar sino invertir. Es el papel del sistema bancario proveer los recursos.

11/ La hipótesis plantea que si la tasa de interés se aproximase hacia el precio de equilibrio del Mercado, entonces puede ejercer un efecto positivo en la tasa de crecimiento (Gemech & Struthers, 2003).

7. Conclusiones

Esta investigación ha examinado las variables que influyen en el crecimiento económico desde una perspectiva de demanda agregada. Se probó que el crecimiento económico de Nicaragua responde positivamente a los incrementos de la demanda. Más importante todavía, se encontró evidencia que las exportaciones y, en menor medida, el gasto del gobierno han sido los principales motores de crecimiento del país en las últimas dos décadas. Según la economía Keynesiana, los países en vías de desarrollo pueden sufrir tanto de una falta de demanda, como una falta de capacidad productiva, lo que incrementa los problemas que enfrentan las economías menos desarrolladas. En términos de política, esto cambió completamente el panorama ya que ahora las restricciones de la demanda también pueden reducir la prosperidad económica y el bienestar.

Finalmente, una última consideración es necesaria si se pretende crecer a través de las exportaciones. La creencia que los países en desarrollo pueden alcanzar el crecimiento sostenible a través del crecimiento por exportaciones ha llevado a una carrera hacia el fondo, donde los países compiten entre ellos para vender en los mercados desarrollados, entonces el problema se vuelve de desplazamiento de exportaciones. Para ganar ventajas competitivas en los mercados internacionales, los países compiten en todas las dimensiones, incluyendo las condiciones laborales y ambientales (Palley, 2002), por lo que podríamos estar renunciando a bienestar social por el bien del crecimiento económico.

7. Referencias bibliográficas

- Atesoglu, H. S. (1995). An explanation of the slowdown in US economic growth. *Applied Economics Letters*, 2, 91-94.
- Banco Mundial. (2012). *Nicaragua: Promoting Competitiveness and Inclusive Growth*. Washington, DC: The World Bank Group.
- Banco Central de Nicaragua. (2017). *Informe Anual 2016*. Managua, Nicaragua: BCN.

- Dasgupta, A. (2003). Keynesian Economics and underdeveloped countries. *Economic and Political Weekly*, 38(28), 2919-2922.
- Davidson, P. (2006). Keynes, Post Keynesian Analysis, and the Open Economies of the Twenty-First Century. In Arestis, McCombie & Vickerman (Ed.), *Growth and economic development: essays in honour of A.P Thirlwall* (pp. 68-81). Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- De Franco, M. (2011). *Causas del (de)crecimiento económico de largo plazo de Nicaragua*. Serie de Estudios Especiales, No. 7 (Junio, 2011). Managua, Nicaragua: FUNIDES.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251—276.
- Fry, M. (1997). In favor of financial liberalization. *Economic Journal*, 107, 754-770.
- FUNIDES (2016). *Coyuntura Económica*. Tercer informe 2016. Managua, Nicaragua: Fundación Nicaragüense para el Desarrollo Económico y Social.
- Gemech, F., & Struthers, J. (2003). *The Mckinnon-Shaw Hypothesis: Thirty Years on: A Review of Recent Developments in Financial Liberalization Theory*. Paper presented at the Annual Conference on “Globalization and Development”, Glasgow, Scotland.
- Granger, C. W. (1981). Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, 16(1), 121-130.
- Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometric*, 2(2), 111-120.
- Harrod, F. (1939). An Essay in Dynamic Theory. *The Economic Journal*, 49(193), 14-33.

- Hein, E. (2015). *The Principle of effective demand – Marx, Kalecki, Keynes and beyond*. Working paper, No. 60/2015. Institute of International Political Economy, Berlin, Germany.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration- with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kaldor, N. (1957). A Model of Economic Growth. *The Economic Journal*, 67(268), 591-624.
- Kaldor, N. (1988). The Role of Effective Demand in the short-run and the long-run growth. In Barrère, A. (org.). *The Foundations of Keynesian Analysis*. London, UK: Macmillan Press.
- Kriesler, P. (2011). *Post Keynesian Perspectives on Economic Development and Growth*. Discussion Papers 2012-04. Sidney New South Wales, Australia: School of Economics, University of New South Wales.
- Krugman, P. (2009). *How did economists get it so wrong?* Retrieved on August 2017 from <http://www.nytimes.com/2009/09/06/magazine/06Economic-t.html>.
- Ledesma, L., & Thirlwall, A. P. (2002). The Endogeneity of the Natural Rate of Growth. *Cambridge Journal of Economics*, 26, 441-459.
- Miranda, M. (2016). Crecimiento y Productividad. *Revista de Economía y Finanzas*, 3, 59-90.
- Moreno-Brid, J. C., & Perez, E. (1999). Balance of Payments Constrained Growth in Central America: 1950-96. *Journal of Post Keynesian Economics*, 22(1), 131-147.
- Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 63-91.

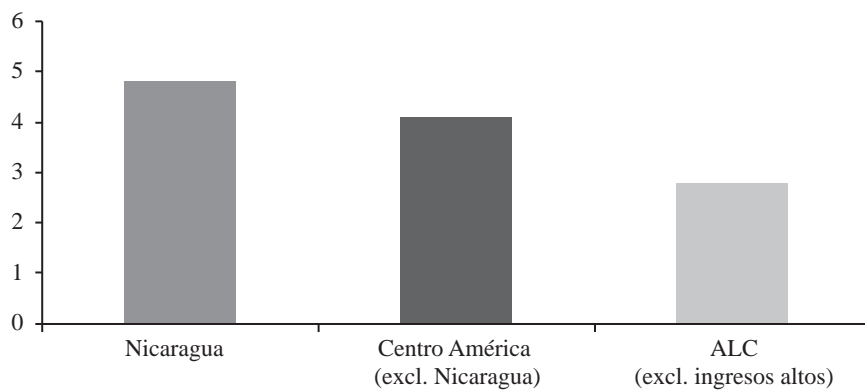
- Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its Measurement and Significance. Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Alexandria, VA: *American Statistical Association*, 89-104.
- Oreiro, J. L., Nakabashi, L., Costa da Silva, G., & De Guimarães, G. (2012). The economics of demand-led growth. Theory and evidence for Brazil. *CEPAL Review*, 106(106), 151-168.
- Pahlavani, M., Wilson, E., & Worthington, A. (2005). Trade GDP nexus in Iran: An application of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model. *American Journal of Applied Sciences*, 2(7), 1158-1165.
- Palley, T. I. (1996). Growth theory in a Keynesian mode: some Keynesian foundations for new endogenous growth theory. *Journal of Post Keynesian Economics*, 19(1), 113-135.
- Palley, T. I. (2002). *A new development paradigm: Domestic demand-led growth, why it is needed and how to make it happen?* Discussion paper presented at the Alternatives to Neoliberalism Conference, 23–24 May 2002, Washington DC.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. In Strom, S., Holly, A., Diamond, P. (Ed.). *Centennial Volume of Rangar Frisch*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. J. (1998). Structural analysis of cointegration VARS. *Journal of economic surveys* 12(5), 471-505.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Pieroni, L., d'Agostino, G., & Lorusso, M. (2008). Can we declare military Keynesianism dead? *Journal of Policy Modeling*, 30(5), 675-691.

- Raza, S., & Afshan, S. (2017). Determinants of Exchange Rate in Pakistan: Revisited with Structural Break. *Global Business Review*, 18(4), 825-848.
- Romer, D. (2000). Keynesian Macroeconomics without LM Curve. *Journal of Economics Perspectives*, 14(2), 149-169.
- Setterfield, M. (2002). Introduction: a dissenter's view of development of growth theory and the importance of demand led growth. In *The Economics of Demand-led growth: Challenging the Supply-side Vision of the Long Run*. Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Stockhammer, E., Qazizada, W., & Gechert, S. (2016). *Demand Effects of Fiscal Policy since 2008*. Working paper PKWP 1607. Post Keynesian Economics Study Group (PKSG).
- Swan, T. W. (1956). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*, 32, 334-361.
- Temple, J. (2006). Aggregate production functions and growth economics. *International Review of Applied Economics*, 20(3), 301-317.
- Thirlwall, A. (2007). Keynes and economic development. *Economía Aplicada*, 11(3), 447-457.
- Thirlwall, A. (2011a). Balance of Payments constrained growth models: History and overview. *PSL Quarterly Review*, 64(259), 307-351.
- Thirlwall, A. (2011b). The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences. *PSL Quarterly Review*, 64(259), 429-438.
- Tunali, C. (2016). An empirical analysis of Wagner's Law in the European periphery. In Cevik, Simsek & Mittal (Ed.), *Social and Economic Dynamics of Development: Case Studies* (pp. 91-105). London, UK: IJOPEC Publication.

- Vogel, L. (2007). *The Endogeneity of the Natural Rate of Growth – an Empirical Study for Latin-American Countries*. DEP discussion papers Macroeconomics and finance series 4/2007. Hamburg, Germany: University of Hamburg.
- Waheed, M., Alam, T., & Pervaiz, S. (2006). *Structural breaks and unit root: evidence from Pakistani macroeconomic time series*. MPRA paper, No. 1797. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=963958> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.963958>
- Wilson, E. J., & Chaudhri, D. (2004). A perspective on food policies evolution and poverty in the Indian Republic (1950-2001). In J. Sheen (Eds.), *Economic Society of Australia* (pp. 2-62). Sydney, Australia: Proceedings of the Australian Conference of Economists.
- Zivot, E., & Andrews, E. W. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business and Economics Statistics*, 10(3), 251-270.

8. Anexo

Gráfico A1. Crecimiento PIB real: Una comparación internacional 2010-2015



Fuente: Banco Mundial (2017).

Elasticidad ingreso del gasto sanitario en los hogares nicaragüenses

Roxana Sofía Gómez Valle, Darling Anielka Rodríguez, Flavia Alexandra García Álvarez y Gabriela Judith López Gutiérrez.^{1/}

Resumen:

Haciendo uso de la Encuesta de Medición de Nivel de Vida (EMNV) 2014 se determina que la salud es un bien de primera necesidad para los hogares nicaragüenses. Sus decisiones de gasto se encuentran influenciadas positivamente por factores como el número de niños y ancianos, índice de riqueza, la obtención de remesas familiares y el área de residencia en el caso de la región Caribe. Los resultados indican que en Nicaragua, una continua e incremental participación del sector público en la provisión de servicios de salud se ajusta a la lógica redistributiva. Por otro lado, confirman la existencia de brechas en los niveles territoriales y entre grupos etarios.

Palabras claves: Elasticidad, Salud, Bien básico, Sector Público.

Código JEL: I1, C5.

1/ Para comentarios comunicarse a los correos: canatroso@yahoo.es, anielkar11@gmail.com, garciaflavia6@hotmail.com, gabrijlopez@outlook.com. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de sus autoras y no representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

Con la evolución de la conceptualización del desarrollo, la salud ha pasado a tomar un lugar crucial como medida del estándar de vida de las poblaciones. La cuestión fundamental de la salud, es que puede ser una referencia para otros indicadores del desarrollo. Para Sen (1999) la importancia de la salud radica en las libertades que ésta brinda “Una persona sana podrá obtener ingresos más fácilmente, y una persona con mayores ingresos podrá fácilmente obtener asistencia médica, mejorar su nutrición y gozar de la libertad para llevar una vida sana” (Sen 1999, p. 20).

Tomando en cuenta lo anterior, salen a relieve dos elementos sumamente importantes, los ingresos y la obtención de asistencia médica y de bienes de salud fundamentales. Se entiende entre líneas la capacidad que proveen los ingresos y en específico el crecimiento económico, para mejorar de manera sustancial la situación de bienes básicos como la salud. No obstante, al existir una canasta variada de bienes cruciales, la asignación de presupuestos para los mismos puede diferir de manera significativa en relación a los ingresos y a otros aspectos propios del territorio, como las características de la población. Por tanto, el gasto en éstos variará en dependencia del grado de sensibilidad que tenga la demanda.

Para el caso de países en vías de desarrollo como Nicaragua, el estudio y análisis de factores como la salud no solamente brindan insumos para el debate sobre el estado del desarrollo, sino también porque puede desencadenar afectaciones (positivas o negativas) en indicadores importantes como la productividad laboral, rendimiento escolar, y la propia composición económica de los hogares.

La presente investigación tiene como objetivo entender y explicar los factores que afectan la salud y por ende el gasto en ella. Esto se realiza analizando la variabilidad del gasto en salud respecto al ingreso por medio del cálculo de las elasticidades correspondientes, de tal manera que permita catalogar a la salud como un bien normal, inferior o de lujo. En base a la evidencia empírica y teórica, se tomaron en cuenta diversas variables

sociodemográficas y socioeconómicas, consideradas como factores que inciden en el gasto de salud.

El documento se estructura de la siguiente manera: La sección 2 esboza la problemática que motiva al estudio de la elasticidad del gasto sanitario; la sección 3 presenta el marco teórico que la soporta; la sección 4 describe el método utilizado para la estimación del modelo; la sección 5 contiene la discusión de resultados; y la sección 6 plantea algunas conclusiones y recomendaciones de política.

2. Planteamiento del problema

La vinculación de la salud con variables económicas se materializa cuando es incluida como un factor determinante del crecimiento económico y como un factor explicativo de las variaciones en los ingresos individuales y del hogar.

Para la región Latinoamericana se han realizado algunos estudios que relacionan la salud con variables macroeconómicas como el PIB, ingreso per cápita, gasto público en salud, área de residencia, flujo de remesas familiares y ayuda internacional, entre otros (veáse Klintberg, 2009; Pachecho & Baltodano, 2016). Sin embargo, existe poca evidencia con variables micro, lo cual limita la profundidad del análisis sobre la incidencia del gasto sanitario. Es importante destacar que a nivel individual, las decisiones de gasto sanitario dependen de factores relacionados al entorno y a las políticas públicas que trastocan los servicios de salud.

En Nicaragua, el presupuesto público destinado a la salud ha aumentado en los últimos años, representando el 18.05% del incremento del Presupuesto General de la República (PGR) en 2016 con relación a 2015 (MHCP, 2017). Durante los últimos cuatro años, los créditos presupuestarios han sido dirigidos mayormente al programa de atención integral en el primer nivel de atención y al de atención de salud hospitalaria, enfocados más en la atención a las mujeres embarazadas, personas con discapacidad (Programa Todos con Voz), ampliación de la cobertura de consultas médicas en primer

nivel para la población en general y realización de exámenes especializados y cirugías.

Este incremento del presupuesto alineado a un modelo de salud comunitario y familiar se corresponde con la mejora de indicadores de salud de carácter global. Por ejemplo, de acuerdo con datos de la CEPAL (2015), la tasa de mortalidad materna por cada 100,000 nacidos vivos pasó de 190 en el período 2011-2013 a 150 en 2013-2015, la tasa de mortalidad infantil en 2011-2013 fue de 20 por cada 1,000 nacidos vivos mientras que en 2013-2015 descendió a 18.8 y la prevalencia de la desnutrición disminuyó de 18.5% en 2011-2013 a 16.6% en 2014-2016.

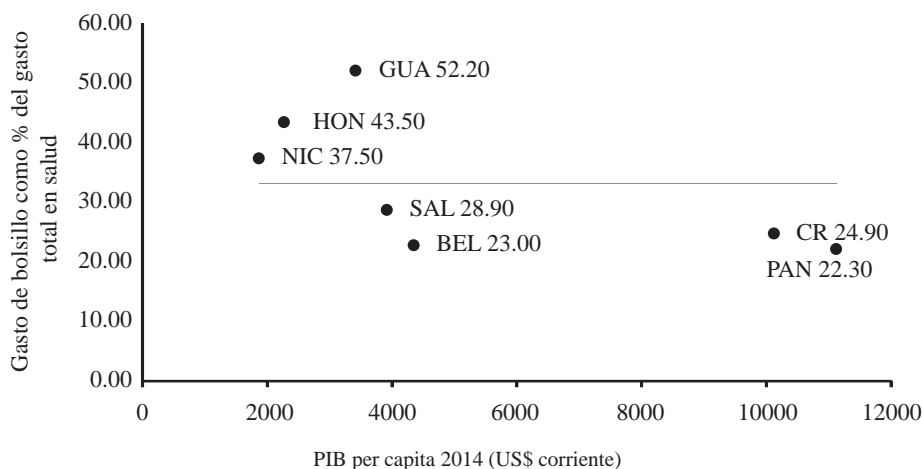
Según datos del SILAIS (2017), las tres enfermedades crónicas más padecidas en 2016 fueron: hipertensión arterial, diabetes y enfermedades reumáticas con tasas por cada 100,000 habitantes de 276, 133 y 129 respectivamente. Las principales causas de defunción fueron: infarto agudo de miocardio, tumores malignos y diabetes mellitus con tasas por cada 100,000 habitantes de 4.7, 4.4 y 3.2 respectivamente. Según informe de la OMS (2015) para el 2012, la tasa de mortalidad por cada 100,000 habitantes era de 40 para enfermedades isquémicas del corazón, 23.45 para enfermedades cerebrovasculares, 26.6 para diabetes mellitus y 19.1 en el caso de insuficiencia renal.

La atención a grupos vulnerables y atención primaria (dirigida a enfermedades de poca complicación o en la primera etapa de desarrollo de la enfermedad) permite controlar gastos de tratamiento futuros. No obstante, en Nicaragua gran parte de la población padece de enfermedades crónicas no transmisibles, mismas que se ubican como las principales causas de muerte de los nicaragüenses. Éstas suelen ser parcialmente cubiertas por el sistema de salud público y la seguridad social.

Al no tener la misma prioridad que los niveles primarios de atención para las unidades del sistema de salud pública, su tratamiento debe ser cubierto mayormente con los ingresos familiares, mermando la satisfacción de otras necesidades básicas, dado que su tratamiento demanda mayores recursos

monetarios. Los datos de la *Pan American Health Organization* (PAHO) confirman esta realidad. Para el año 2014 en el país, el gasto de bolsillo en salud como porcentaje del gasto total en salud sigue siendo relativamente alto y se ubica por encima del promedio de Centroamérica (33.19). Esto implica una afectación directa a la estructura del gasto de los hogares.

Gráfico 1. PIB per cápita y gasto de bolsillo en salud como % del gasto total en salud, CA 2014



Fuente: Elaboración propia con base en datos de PAHO, 2014.

Según resultados oficiales de la EMNV 2014, el gasto anual per cápita en salud aumentó en 36.3% respecto a la del 2009. Sin embargo, de acuerdo con informes de la EMNV 2016, éste disminuyó en un 22.8% respecto a la del 2014, el gasto en alimentos disminuyó en 5.9% mientras que para el gasto en educación la disminución fue de apenas 0.9% respecto al 2014.

De acuerdo a la Encuesta Nicaraguense de Demografía y Salud (ENDESA) (2011/2012), el 50.71% de las personas que se enfermaron no consultaron, existiendo pocas diferencias entre el área urbana y rural (48.13% y 53.10%, respectivamente), argumentando que conocían la enfermedad (51%) o consideraban que era leve y podían ser tratados en el hogar (20.97%).

Lo anterior supone que hay un alto grado de automedicación en los hogares nicaragüenses, especialmente en enfermedades leves, además se puede inferir que el gasto de los hogares en salud se debe a enfermedades

crónicas, porque son las que tienen poca cobertura o seguimiento en los servicios públicos de salud.

3. Marco Teórico

3.1. Revisión de Literatura

Durante la última década, en los países con economías desarrolladas y emergentes ha aumentado el interés por el estudio del perfil de consumo de los hogares en bienes y servicios de la salud. Uno de los análisis principales en la evidencia empírica del tema es la posible correlación entre salud y el nivel de ingreso.

Existen varios estudios que abordan este nexo desde distintas perspectivas, como el de Preston (1975) quien señala que la relación existente entre el ingreso y la salud tiene un comportamiento cóncavo, pues si bien las personas ubicadas en los quintiles de riqueza más bajos tienden a ser menos saludables, al alcanzar determinado nivel de riqueza disminuye el impacto del ingreso sobre la salud y la probabilidad de enfermarse. Esta relación se considera gradual porque establece que la salud mejora con el ingreso a través de la distribución del mismo y que la pobreza tiene un efecto “marginal” sobre la salud (Deaton, 2002). No obstante, esta relación puede ser inversa, es decir que el estado de salud influye en el desempeño de la persona y por tanto en sus ingresos (Oleas, 2006). Esto se debe a que la salud es considerada como un cimiento del capital humano por su impacto en la productividad, el desempeño educativo y la estabilidad social de las personas.

Un trabajo que ha sido repetidamente citado es el de Newhouse (1977), quien examina la relación entre ingresos y gastos en salud tanto a nivel micro como a nivel macro, manifestando la relación entre bienestar, asignación de recursos y aspectos institucionales de los países seleccionados. Newhouse encontró que el gasto médico per cápita es explicado en más del 90% por el PIB per cápita, y concluye que el ingreso es el principal determinante del gasto en salud de los países estudiados.

Lee y Kang (s.f.) en un estudio para Taiwán en el período 1995-2011, describen la relación entre el ingreso de los hogares y el gasto en medicina que estos generan. Los factores utilizados para determinar la elasticidad ingreso del gasto sanitario en Taiwán incluyen: gasto per cápita en salud, renta disponible per cápita de los hogares y gastos de atención de salud per cápita del período anterior. El autor encontró que el gasto en salud es un bien necesario en el país.

Por su parte, Ang (2010) indaga la relación existente entre los gastos de salud a largo plazo y los gastos de salud a corto plazo en Australia durante el período 1960-2003. En su estudio descubre que la elasticidad de ingreso del gasto en salud, es mayor que uno, lo cual sugiere que el cuidado de la salud, es un bien de lujo en este país.

Pérez y Silva (2015) realizan para Colombia un diagnóstico de los gastos de bolsillo en salud, donde se identifican los factores asociados a la carga de dichos gastos que estos deben enfrentar. La edad del jefe de hogar, su género, su condición de afiliación a los seguros de salud y la composición etaria de los hogares son algunos de los factores que mayor relación presentan con el gasto privado en salud. Además incluyen variables como regiones, lugar de compra de medicinas, nivel educativo, beneficiario de subsidio y nivel de ingreso por quintiles.

Una investigación relevante respecto a esta temática es la elaborada por Valero y Treviño (2010), quienes realizan una medición de la elasticidad del gasto de los hogares mexicanos en salud. Estos autores se concentran en determinar el efecto de la disponibilidad de recursos en el hogar con relación a los gastos en salud. Lo particular del estudio es que dentro de la disponibilidad de recursos se incluyen los ingresos por remesas familiares, con el fin de captar los efectos de éstas en la elasticidad de la muestra estudiada. Los resultados obtenidos por los autores muestran que la elasticidad del gasto sanitario fue de 1.24, lo que implica que los hogares mexicanos consideran la salud como un bien fácilmente sacrificable, especialmente para los más pobres.

Uzochukwu y Chukwunonso (2014) realizaron un estudio del impacto de las remesas familiares provenientes de la migración internacional en el gasto en salud y educación de los hogares para 18 países de África subsahariana. Con datos de serie de tiempo, estiman un modelo de ecuaciones simultáneas mediante mínimos cuadrados en dos etapas. Los autores encuentran que las remesas familiares impactan positivamente en la salud, específicamente por cada 10% de aumento de las remesas familiares el gasto en salud aumenta en un 1.2%. Como variables de control incluyen el ingreso per cápita, el gasto en consumo final del hogar y el gasto en salud del país i en el año t .

Briceño (2008) realiza un estudio comparativo del gasto privado en salud de los países centroamericanos y utiliza como factores explicativos la región geográfica, quintiles de ingreso, rangos de edad, y zona de residencia. En los resultados el autor pudo corroborar que El Salvador, Guatemala, Honduras y Nicaragua categorizados como la región del CA-4, son los países que enfrentan los mayores retos en cuanto al funcionamiento de sus sistemas de salud.

3.2. Justificación de variables

Las variables utilizadas para el presente estudio se eligieron conforme a la fundamentación teórica y su pertinencia dentro de la muestra estudiada. La variable de interés es el logaritmo natural del ingreso del hogar, dado que trata del análisis de la elasticidad ingreso del gasto sanitario. Adicionalmente, se incluyeron diferentes variables de control, como las características geográficas i.e. el área geográfica y la zona de residencia.

Buzai (2007) citado por Aveni y Ares (2008) explica que al no distribuirse los fenómenos sociales de forma homogénea en un espacio geográfico, es posible que exista desigualdad en cuanto al acceso geográfico de asistencia médica, por la localización discreta de las instalaciones. Por ejemplo, según datos de la EMNV 2014 las personas de la zona urbana tienden a consultar más que las de zona rural.

Otra variable incluida en el presente estudio es la educación del jefe del hogar, considerando que a medida que el jefe tenga un nivel más alto de educación, su información sobre salud también será mayor, es decir que el aumento del nivel de escolaridad permite tener mayor conciencia sobre la salud y su implicancia. Esto coincide con la afirmación de Vincenzi y Tudesco (2009), en el sentido de que la salud está considerada como un componente de la educación y a su vez, la educación forma parte de la salud (p.4). Lo anterior se traduce en que las decisiones tomadas en pro de la salud individual y colectiva serán una parte esencial en la dinámica de los gastos del hogar.

En cuanto a las características demográficas, resulta relevante observar la estructura del hogar, incluyendo los grupos etarios específicos como cantidad de niños y ancianos en el hogar. La relevancia de éstas radica en que ambos grupos son considerados vulnerables en cuanto a cuidados de salud, por ende su presencia implicaría gastos mayores. Por ejemplo, al comparar los hogares donde habían ancianos con aquellos en los que no habían, de los primeros el 58.26% habían consultado, mientras que de los segundos solo el 36.75% lo hizo.

Otro factor incluido fue los quintiles de riqueza, que permiten aproximar en qué medida los gastos en salud varían en dependencia del nivel relativo de riqueza que posea el hogar, aproximado mediante un índice de activos esenciales y características del hogar. En la literatura empírica la medida del índice de riqueza es normalmente utilizada como una aproximación del estándar de vida de las familias.

En términos normativos, diversos autores señalan que existe una ventaja de utilizar una medida de tal índole. A diferencia de una medida directa como el ingreso, el índice de riqueza representa de forma más efectiva el estatus económico de largo plazo de una familia (O'Donell, Doorslaer, Wagstaff & Lindelow, 2008; Rutstein, 2008). Si bien su uso en conjunto con la medida directa del ingreso y otras variables socioeconómicas puede dar surgimiento a problemas metodológicos, estudios realizados por Montgomery, Gragnolati, Burke y Paredes (1999) sustentan que existe

poca evidencia que señale problemas de coeficientes sesgados en los indicadores de interés y argumentan que ambos reflejan aspectos distintos de una variable latente.

Las remesas familiares son incluidas en el estudio por su relevancia e incidencia en el presupuesto de los hogares. En este estudio se habla de que ocupan un lugar importante en la cobertura de necesidades de consumo básico como los gastos en salud, reduciendo a la vez las inequidades de acceso a esta (Straubhaar & Vădean, 2006). Lubambu (2014) argumenta que las remesas familiares no significan inversiones en negocios de largo plazo, es decir que usualmente son gastadas en consumo (alimentos, salud, educación), y en mucha menor medida en negocios duraderos. Las remesas familiares tienden a compensar la falta de recursos para cubrir necesidades del tipo sanitarias, por lo que no incluirla podría significar la omisión de este efecto en la elasticidad.

Es importante señalar que si bien la teoría sugiere que las decisiones de gasto varían en dependencia del sexo, en este trabajo no se incluye el sexo del jefe de hogar por las características del bien estudiado. Esto es porque la salud responde a decisiones más conjuntas y no únicamente a lo propuesto por el responsable del hogar, por lo que no controlaría convenientemente la variable de interés.

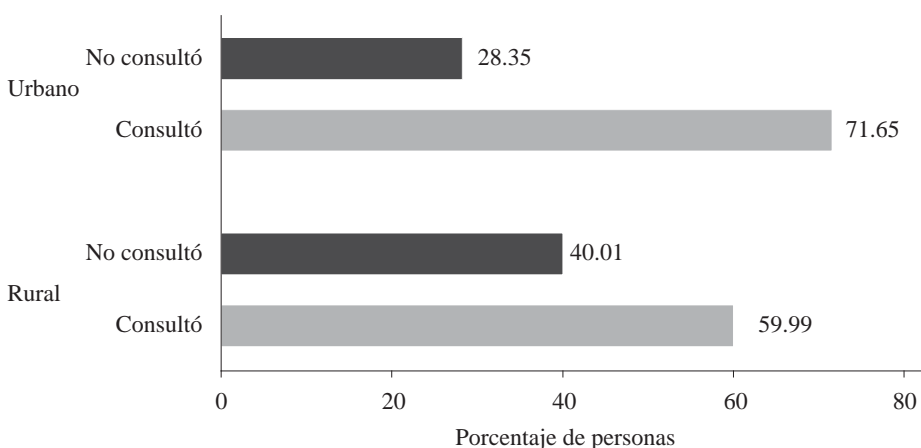
4. Marco Metodológico

4.1. Estadística Descriptiva

De las 29,443 observaciones a nivel individual contempladas en la EMNV 2014, el 19.68%, equivalente a 5,793 personas, pertenece al área rural, por lo que la representatividad individual de la encuesta está más orientada al área urbana. Aun así se hace necesaria una diferenciación entre ambas zonas para verificar el comportamiento del gasto en salud de los dos grupos.

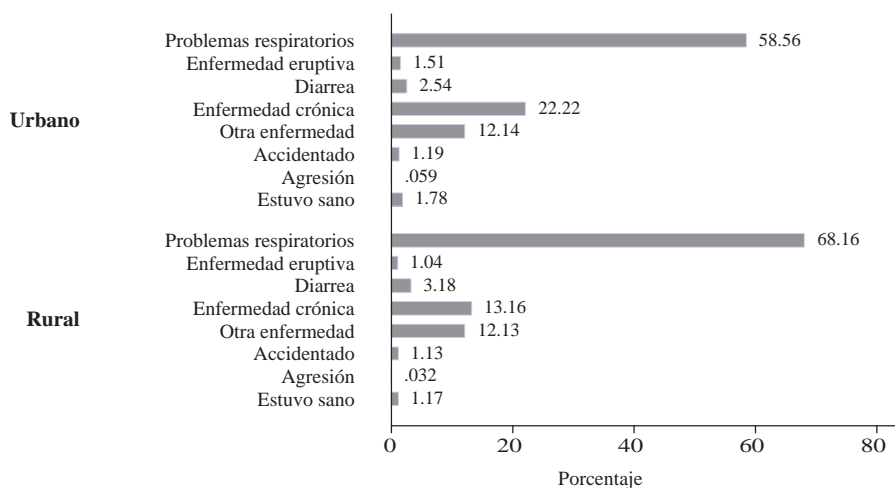
En el área rural, el 47.30% (2,736) reportó haber estado sano en el último mes. De los que reportaron alguna enfermedad, el 40.01% (1,234) no consultó y de los que sí lo hicieron el 26.62% fueron al centro de salud y un 8.33% al hospital público. Si se compara con los que reportaron alguna enfermedad en el área urbana, el 28.35% (3,345) no consultó, el 25.28% (2,983) se atendió en los centros de salud y el 16.81% (1,983) en las empresas médicas previsionales del INSS, notándose la diferencia en la utilización del sistema de salud.

Gráfico 2. Personas que consultaron por área de residencia



Fuente: Elaboración propia con base en datos de EMNV 2014.

Las enfermedades predominantes a nivel nacional incluyen problemas respiratorios (i.e. tos y resfrío), padeciéndolas un 30.67% (9,011). El segundo grupo de enfermedades de mayor predominancia son las catalogadas como crónicas, padeciéndolas el 10.31% de los encuestados (3,028). De este segundo grupo, el 24.67% (747) no consultó y de los que lo hicieron el 24.67% (747) fue al puesto de salud, 18.43% (558) al hospital público y 16.28% (493) a empresas médicas previsionales. Es importante señalar que no todos los centros de salud cuentan con el personal especializado y los equipos necesarios para tratar este tipo de enfermedades, pudiendo desincentivar las consultas, sin embargo presentan la posibilidad de transferir al paciente a un hospital especializado en el tema.

Gráfico 3. Enfermedades por área de residencia

Fuente: Elaboración propia con base en datos de EMNV 2014.

En el área rural, lo antes descrito, podría justificarse por la distancia al centro de salud más cercano, ya que distancias mayores representan mayores gastos por transporte y costo de oportunidad del trabajo, siendo para el 60.52% de los hogares la distancia en tiempo de una hora y el promedio de 1.59 horas. En el área urbana, la salud es tratada mayormente en centros de salud o cubierta con la seguridad social por lo que el reporte de gastos por consulta se verá disminuido. Para esta zona de residencia el gasto de salud se refleja más en el pago de medicamentos (6,682 personas, 54.76% del total) y pago de transporte (4,243 personas, 50.53% del total).

A nivel nacional, de las personas que reportaron haber tenido alguna enfermedad el 30.77% no consultó y de las que estuvieron sanas, solamente consultó el 1.63%. Esto sugiere que se presta mayor atención a la salud cuando se sufre de alguna enfermedad, pero se atiende poco para mejorar el estado de salud regular o el nivel de bienestar. Apenas 461 (3.13%) compró medicinas, lo que no se conoce es si fueron medicinas de tratamientos de enfermedades, medicinas para evitar enfermedades o para mantener el nivel actual de salud como vitaminas, desparasitantes y suplementos alimenticios, entre otros.

Al considerar sólo los niños, el 75.20% consultaron cuando se enfermaron y el 96.12% de los que estuvieron sanos no lo hicieron. Si se hace el mismo ejercicio con las personas de tercera edad, el 73.82% consultó estando enfermo y el 10.66% estando sano. Esto indica que las familias con niños o ancianos probablemente presenten un mayor gasto en salud que aquellas compuestas por sólo adultos y adolescentes.

De las personas que reportaron no haber consultado (sin incluir niños), el 49.52% poseen un nivel de escolaridad de seis años, mientras que de las personas que han cursado al menos un año de secundaria el 36.52% no consultó. Es decir, que a medida que el nivel educativo aumenta, también lo hace la probabilidad de consulta, y por ende el gasto en salud, ya sea por la diferencia de ingresos o por la calidad de la información. Es importante mencionar que el grado de escolaridad promedio es de 7.02 años, por lo que el primer grupo referenciado representa también la mayor parte de la muestra.

4.2. Método

El presente estudio hace uso de métodos cuantitativos para el análisis de gasto sanitario en los hogares de Nicaragua, explicado mediante elasticidades de ingresos. Lo que se pretende encontrar es si el gasto en salud forma parte de una prioridad en las decisiones de gasto de los nicaragüenses, si es un lujo, o simplemente un bien normal, es decir que responde directamente al nivel de renta.

Para la relación ingreso-gasto sanitario se construyen variables a partir de la EMNV de Nicaragua 2014, con una muestra de 7,570 hogares y con representatividad en el ámbito rural y urbano. Si bien la ENDESA tiene significancia estadística a nivel individual y de hogar, no se utilizó en este estudio porque la última edición es del año 2012.

El modelo econométrico de este estudio se estima utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para explicar la relación entre gasto en salud e ingreso de los hogares nicaragüenses, asociado a un conjunto de variables explicativas en un modelo de regresión multivariado. Este método está

fundamentado en cinco supuestos básicos: linealidad en los parámetros, variables explicativas toman valores fijos en muestreo repetitivo, varianza constante de los errores u homocedasticidad, correcta especificación del modelo y la no linealidad directa entre las variables explicativas. Estos aseguran que para el modelo básico de regresión lineal, MCO sea un estimador MELI (Mejor Estimador Lineal Insesgado).

El modelo a estimar tiene la forma:

$$Y = \alpha + \beta X + \gamma Z + u. \quad (1)$$

Donde Y es la variable dependiente y representa el logaritmo natural del gasto en salud de los hogares, compuesto por el gasto por consulta, el gasto en medicamentos, transporte, exámenes, gastos por hospitalización, y otros gastos por salud. X representa la variable de interés que es el logaritmo natural del ingreso del hogar, para aproximar la elasticidad de esta sobre el gasto en salud. Z indica el conjunto de variables de control, que varían según la especificación del modelo.

Se estiman cuatro especificaciones del modelo. En la primera se incluyen como variables de control el área geográfica y zona de residencia para capturar las diferencias entre ellas, educación del jefe de hogar y número de niños por hogar. Es importante mencionar que para la variable de área geográfica se toman en cuenta las cuatro que utiliza la EMNV, Managua, Pacífico, Central y Caribe, cada una relacionada con zona de residencia. En la primera especificación no se toma la relación Managua rural, por que implicaría en términos estadísticos problemas de multicolinealidad.

Una vez explicada la primera especificación de modelo, se formula una extensión a la variable de grupos etarios tomándose en cuenta el número de ancianos (>65), para controlar mejor la estructura del hogar; suponiendo que cada grupo (niños y ancianos) posee niveles de gastos particulares. En la tercera especificación se incluye un índice de riqueza, calculado para determinar mejor la variación conjunta.

El índice es calculado tomando en cuenta los bienes y características del hogar; aproximado mediante el método arbitrario^{2/}, que consiste en la suma de un conjunto de variables binarias que indican si el hogar posee o no determinados bienes y si se encuentra privado en dimensiones como los servicios básicos (agua, sanitario y electricidad, disponibilidad de cuartos y materiales del hogar). A partir del índice se obtienen quintiles de riqueza que permiten explorar la hipótesis del ingreso relativo.

La última especificación del modelo, adopta las remesas familiares como una variable binaria explicativa para el gasto sanitario en los hogares, esto como parte de los crecientes ingresos al país por parte de las remesas familiares y más en el ámbito urbano donde la muestra de la encuesta utilizada tiene mayor cobertura. Cabe destacar que la estimación de los distintos modelos permite determinar la robustez del estimador.

El método de MCO tiene algunas limitantes, entre las cuales se encuentra el sesgo en los estimadores, debido a la presencia de variables omitidas, valores perdidos y selección de la muestra. Para corregir el sesgo por selección se utiliza el método de Heckman que consiste en la elección de un conjunto de factores que afectan al gasto en salud mediante la probabilidad de haber realizado consulta médica, calculado como la probabilidad de que los hogares gasten en salud condicionada a un vector de características observables (Heckman, 1979).

El modelo estimado para la corrección de Heckman es:

$$P = \delta + \theta Q + \varepsilon \quad (2)$$

Donde P es la variable dependiente que toma valores de 1 y 0, en el caso de que algún miembro del hogar haya consultado por su estado de salud o no, respectivamente. Q es el conjunto de variables explicativas del modelo.

2/ Otros métodos para calcular el índice incluyen: i) Análisis factorial y de componentes principales (PCA) y ii) predicción del consumo a partir de una serie de equipos del hogar (Véase O'Donell, van Doorslaer, Wagstaff & Lindelow, 2008).

Como variables explicativas se incluyen el logaritmo del ingreso, tamaño del hogar, escolaridad de jefe de hogar, distancia del hogar al puesto de salud más cercano medido en kilómetros y la presencia de mujeres en el hogar.

Tabla 1. Relación esperada de las variables explicativas

Variable	Signo Esperado	Relación
Logaritmo ingreso del hogar	Positivo	Variable de interés. Su aumento provoca una variación positiva en el gasto en salud del hogar.
Área geográfica: Managua Pacífico Central Atlántico		Variable que controla las diferencias del gasto por área geográfica.
Zona de residencia: Urbano Rural	Negativo	Los hogares de la zona rural tienden a gastar menos por las condiciones del sistema de salud, lejanía, infraestructura presente y sus niveles de ingreso.
Educación del jefe del hogar	Positivo	Mayor educación podría significar mayor información y valorización del gasto en salud.
Número de niños por hogar	Positivo	Grupo especial que requiere de mayores cuidados y consecuentemente mayor gasto en salud.
Número de ancianos por hogar	Positivo	Grupo con más probabilidades de padecer enfermedades crónicas y por ende requerir mayor atención médica.
Quintiles de riqueza	Positivo	Hogares del quintil más alto gastan más en salud que hogares de quintiles más bajos.
Remesas familiares	Positivo	Las remesas familiares aumentan el ingreso disponible de los hogares y por ende se espera que compensen la falta de recursos para cubrir necesidades de tipo sanitario.

Fuente: Elaboración propia.

5. Resultados

Al estimar los modelos, el coeficiente del logaritmo del ingreso que representa la elasticidad respecto a los gastos sanitarios, es estadísticamente significativo en las cuatro especificaciones. En el modelo base, el coeficiente es positivo y toma un valor de 0.3256, es decir que el aumento de 1% en el ingreso del hogar genera un incremento de 0.3256% en el gasto de salud, considerada como un bien básico.

Este coeficiente presenta poca variación al agregar a los adultos mayores en el modelo de regresión (0.00025 puntos porcentuales) pero disminuye considerablemente al incluir el índice de riqueza y la recepción de remesas familiares (0.105 y 0.016 puntos porcentuales, respectivamente). Incluso con estas variaciones el coeficiente no pierde significancia económica ni estadística, demostrando su robustez. Al estimar el modelo de corrección de Heckman, el resultado se mantiene en el intervalo de valores antes obtenidos de 0.2821. Además, δ es negativo por lo cual las variables no observables tienen relación positiva con la probabilidad de consulta y negativa con el gasto en salud.

En cambio, la variable de escolaridad del jefe de hogar solo resulta ser estadísticamente significativa en la segunda especificación y en el modelo de corrección de Heckman. En cuanto a su relación esperada con la variable dependiente, ésta varía entre las distintas especificaciones, siendo positiva en las dos primeras y negativa en las que se incluye el índice de riqueza. El valor absoluto de su coeficiente, tampoco parece aportar mucho a los valores observados del gasto sanitario, ya que para el mayor de los casos, un año más de escolaridad simboliza un aumento del 1.5% en el gasto en salud.

Respecto a las variables que representan las características geográficas, se obtiene que el área de residencia se vuelve estadísticamente significativa al agregar el índice de riqueza en los dos últimos modelos y también aumenta el coeficiente de la variable con una relación distinta a la esperada. Para el primer modelo, el residir en el área rural aumenta el gasto sanitario en 1.7%, mientras en el tercero pertenecer a esta zona, representa un aumento

de 30.1%. Es importante señalar que dentro del modelo de corrección de Heckman el signo esperado cambia.

Las variables que explican el área geográfica también tienen significancia estadística, todas representan un incremento del gasto en salud con respecto a Managua y prueban la robustez del estimador a medida que se agregan variables, siendo el Pacífico la de mayor peso. Es decir, el pertenecer a algún departamento de la región del Pacífico distinto de Managua aumenta el gasto en salud respecto a la capital en 38.41% para el tercer modelo (coeficiente más alto) y 35.38% para el segundo (coeficiente más bajo).

Si se compara el área de residencia por zona geográfica tomando como base la zona urbana de cada región, todas son estadísticamente significativas a excepción de Pacífico rural y la única que presenta una relación positiva es Caribe rural, conservándose la relación obtenida en el primer modelo en todas las estimaciones; además que su coeficiente varía de 0.2908 en el primer modelo a 0.4346 en el último.

En el caso de la variable número de niños en el hogar, la significancia estadística se vuelve mucho más representativa, al agregar el número de ancianos. Esto podría atribuirse a una mejor especificación de la composición del hogar. Respecto al coeficiente, en el modelo base presenta una relación positiva de 0.0148, lo cual indica que por cada niño nuevo en el hogar se genera un aumento del gasto sanitario en 1.485%. El coeficiente aumenta en 0.0292 puntos porcentuales al agregar la variable de adultos mayores en el hogar; y de forma relevante obtiene una alta significancia estadística. En la tercera especificación, aumenta de forma representativa en 0.0117 puntos porcentuales y disminuye un poco al incluir remesas familiares en 0.0012 puntos porcentuales.

Es interesante destacar que la variable mencionada cambia la relación esperada a negativa cuando se estima el modelo de corrección de Heckman, pero con un coeficiente mayor a los estimados en los modelos principales. Esto sucedió probablemente porque en éste último se agrega tamaño del hogar lo cual está vinculado directamente con la cantidad de niños en el mismo.

Por su parte, la variable número de ancianos en el hogar, la cual no forma parte del modelo base pero se plantea a partir de la segunda especificación, resulta ser estadísticamente significativa en los tres modelos, en el primero tiene un coeficiente de 0.5605, lo que indica que por cada anciano que se suma al hogar el gasto sanitario aumenta en 56.052%. Esta medida se ve reducida al incluir el índice de riqueza en 0.1130 puntos porcentuales, y en 0.0253 en la cuarta especificación del modelo donde se incluye remesas familiares.

Según la literatura, la variable índice de riqueza presenta el efecto positivo esperado y el coeficiente es estadísticamente significativo. En otras palabras, en comparación con el quintil más pobre de la población el efecto del índice sobre el gasto en salud es mayor a medida que se transita hacia el quintil más rico. En la tercera especificación del modelo, al aumentar en 1 punto el índice de riqueza del último quintil, el gasto en salud aumenta en 113.99%, mientras que un aumento de la misma magnitud para el segundo quintil, genera un cambio de 29.64% en la variable dependiente. Cabe señalar que estos resultados se mantienen en la cuarta especificación del modelo, donde se incluye la variable remesas familiares.

Esta última también presenta el signo esperado y es estadísticamente significativa. Es decir, los hogares que obtuvieron remesas familiares en comparación con aquellos que no obtuvieron, aumentan su gasto en salud en 24.61%, porque son dirigidas a gastos como educación, alimentos, vestuario y salud.

6. Discusión de resultados

La evidencia sugiere que para el caso de los hogares nicaragüenses la salud es un bien de primera necesidad, lo que puede estar asociado a que en el país existe una importante participación del sector público en el aprovisionamiento de servicios de salud gratuitos. Es decir, las familias incurren únicamente en gasto de transporte y algunos medicamentos que no provee el servicio de salud pública.

Es importante mencionar que las enfermedades reportadas con mayor gasto son las crónicas. No obstante, las enfermedades más frecuentes como afectaciones respiratorias, resfriados y similares, también representan un gasto importante para la familia nicaragüense.

Con respecto a las variables de grupos etarios se esperaba una relación positiva, específicamente que el efecto del número de niños tuviera mayor significancia de índole estadística y sobre todo económica, al ser este un grupo de especial atención. Sin embargo, la variable que aportó mayor solidez y complementó el efecto, fue el número de ancianos, de tal manera que la existencia de niños no significa empíricamente un aumento del gasto. Una posible explicación es que los gastos asociados a la salud de los ancianos van dirigidos a tratamiento de enfermedades principalmente crónicas, en el caso de los niños suelen ser de prevención. Este último se genera a partir de los chequeos rutinarios durante los primeros años.

Respecto a lo anterior, las políticas públicas y programas privados están primeramente enfocados en la prevención de enfermedades en la niñez, reduciendo la carga de gasto relacionado con esta. Si bien este enfoque es políticamente correcto, dado que apunta a la reducción de los índices de morbilidad en el futuro; los gastos sanitarios derivados de las complicaciones por la vejez alteran las decisiones de gasto del hogar.

Para el caso de la división por quintiles de riqueza, la gran diferencia existente entre el gasto del quintil 1 y el 5 se debe al tipo de sistema de salud a los que estos acceden. En otras palabras, los quintiles más bajos hacen uso del sistema de salud pública, en cambio el quintil más alto acude a centros de atención privados, que por sus características significan un mayor gasto. En específico se observa una diferencia considerable en los gastos referentes a hospitalización y medicamentos, lo que refuerza las divergencias entre los quintiles.

Tomando en cuenta que en las dos últimas especificaciones del modelo cambia el signo de la variable educación del jefe del hogar, se argumenta que por su representatividad no influye de manera significativa en la elasticidad. En este sentido, existen ciertas razones que respaldan este

resultado, la primera es que al tratarse de decisiones de gastos que afectan directamente la unidad económica del hogar, éstas deben de ser tomadas de manera consensuada y por tanto la figura del jefe como tal adopta menor relevancia.

La segunda es que el concepto de jefe de hogar tiende a ser bastante subjetivo, por lo que sus características no siempre coinciden con el de tomador de decisiones de distribución y priorización de gastos. En tercer lugar, es posible que en las decisiones de gasto del hogar influya más la escolaridad promedio que únicamente la escolaridad del jefe, es decir que las características conjuntas del hogar como unidad económica tienen más incidencia en el resultado.

Analizando las variables referentes a zonas geográficas y área de residencia, se ha podido advertir un efecto bastante interesante. La variable binaria correspondiente a la zona rural cambia de relación positiva a negativa en las últimas dos especificaciones del modelo, y tiende a contradecir el efecto positivo de la variable referida a la región caribe rural.

Separar las áreas de residencia revela de forma más específica el efecto del área de residencia en la muestra estudiada, por tanto, el analizar solamente la zona rural esconde efectos de las características propias de las regiones. Hablando del Caribe, variable que muestra mayor discrepancia respecto a la lógica teórica de la investigación, es posible afirmar que muchos gastos de índole sanitarios son mayores. Esto se debe a la diferencia de precios en medicamentos y acceso a centros de atención médica.

7. Conclusiones y recomendaciones

Para los hogares nicaragüenses la salud constituye un bien de primera necesidad, significando que se posiciona en un escaño similar al de otros bienes básicos como la alimentación y vivienda. De este hecho se deriva que ante disminuciones de renta, la salud supone un mayor peso sobre el presupuesto familiar, pudiendo restringir los ingresos disponibles. Bajo este escenario el potencial efecto redistributivo, justifica un continuo y creciente involucramiento del sector público en la provisión del servicio.

El comportamiento preventivo de los hogares puede influir notablemente en la relación ingreso-gasto en salud en el presente, lo que tiende a distorsionar el análisis del gasto en salud como bien básico. Estos gastos son efectuados como emergencia u obligación, por lo que no permiten comparación con otros bienes básicos como los alimentos o la educación, que no responden a emergencias.

Se observa de manera promisorio y evidente los resultados de las políticas de salud, por tanto, debe continuarse con el mismo enfoque, ya que estos han contribuido a los Objetivos de Desarrollo del Milenio en 4,5 y 6, así como los Objetivos de Desarrollo Sostenible en 3. Sin embargo, por la disponibilidad de recursos, en el mediano plazo, las políticas deberían abarcar los focos territoriales donde existen dificultades de acceso a salud, es decir diseñar un sistema más extensivo para cubrir las brechas existentes, sobre todo del tipo geográfico.

El gasto incurrido por enfermedades crónicas en adultos mayores, aumenta la vulnerabilidad de los hogares de transitar hacia quintiles más bajos. Esto último, podría representar un obstáculo en la movilidad social de los hogares e inclusive de sus miembros.

Para lo anterior, se propone poner en marcha cambios progresivos de políticas que beneficien la salud del adulto mayor, y que paralelamente se armonice con las directrices específicas del INSS, continuando con la ampliación de cobertura hacia el sector formal e informal del mercado laboral.

Los altos costos de los servicios de salud privado, especialmente los de hospitalización y exámenes especializados, dificultan el acceso a bienes de salud más personalizados y por tanto generan fuertes discrepancias en los gastos según quintiles de riqueza.

Tomando en cuenta lo antes mencionado, se recomienda proveer de equipos médicos más especializados a los centros de salud públicos o subvencionados y hospitales primarios, siguiendo políticas descentralizadas. Esto se refiere

a tomar en cuenta las características territoriales para que la provisión de estos servicios esté acorde con las necesidades de la población demandante de cada región.

Este estudio puede considerarse preliminar. Una de las sendas a seguir desde la perspectiva micro sería tomar el nivel de ingreso por quintiles para diferenciar mejor la naturaleza del gasto sanitario. Al incluirse una variable como índice de riqueza se debe tomar en cuenta que este no es sensible a divergencias entre lo que constituye ser pobre en el área rural o pobre en el área urbana, desde la perspectiva metodológica. Desde una óptica macro, estudiar la salud sería clave, pues permite analizar más acertadamente a los beneficiados por las diversas políticas y programas de salud.

8. Referencias bibliográficas

- Ang, J. (2010). The determinants of health care expenditure in Australia. *Applied Economics Letters*, 17(7), 639-644.
- Aveni, S. M., & Ares, S. E. (2008). Accesibilidad geográfica a los sistemas de salud y calidad de vida: un análisis del partido de General Pueyrredón. *Revista Universitaria de Geografía*, 17(1), 255-284.
- Briceño, R. (2008). *Gasto Privado en Salud en Centroamérica*. Ponencia preparada para el Informe Estado de la Región en Desarrollo Humano Sostenible. Managua, Nicaragua: INIES. 70 pp.
- CEPAL. (2015). *Hacia la Armonización de las Estimaciones de Mortalidad Materna e Infantil en América Latina*. Comisión Económica para América Latina. Santiago de Chile: Naciones Unidas. 119 pp.
- Deaton, A. (2002). Health, Inequality, and Economic Development. *Journal of Economic Literature*, XLI, 113-158.
- Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153-161.

- Inide. (2014). Encuesta de Hogares Sobre Medición del Nivel de Vida, EMNV 2014. Principales Resultados: Pobreza, Consumo, Ingreso. Managua, Nicaragua. Instituto Nacional de Información de Desarrollo. 43 pp.
- Inide. (2013). *Encuesta Nicaraguense de Demografía y Salud, ENDESA 2011-2012. Informe Preliminar*. Managua, Nicaragua. Instituto Nacional de Información de Desarrollo. 72 pp.
- Klintberg, F. (2009). *Health in Developing Countries – The determinants of health in Latin American and Caribbean countries*. LUP Student Papers. School of Economics and Management, Lund University, Taiwan: DE. 52 pp.
- Lee, P. C., & Kang, H. H. (s.f.). *The Household Income Elasticity of Health Care Expenditures: An Empirical Evidence from Taiwan*. Department of Business Administration, National Cheng Kung University, Taiwan: R.O.C. 9 pp.
- Lubambu, K. M. (2014). *The Impacts of Remittances on Developing Countries*. Brussels, Belgium: EU-Directorate General for External Policies. 80 pp.
- Ministerio de Hacienda y Crédito Público. (2017). *Informe de Liquidación del Presupuesto General de la República*. Managua, Nicaragua: Dirección General de Presupuesto. 401 pp.
- Montgomery, M., Gagnolati, M., Burke, K. & Paredes E. (1999). Measuring Living Standards with Proxy Variables. *Demography*, 37(2), 155-174.
- Newhouse, J. (1977). Medical-Care Expenditure: A Cross-National Survey. *The Journal of Human Resources*, 12(1), 115-125.

- Odonnell, O., van Doorslaer, E., Wagstaff, A., & Lindelow, M. (2008). *Analyzing Health Equity Using Household Survey Data. A Guide to Techniques and Their Implementation*. Washington, DC: WBI Learning Resources Series. 234 pp.
- Oleas, S. (2006). Enfermedad, salud, ingreso y desarrollo. *Polemika*, 6(1), 82-87.
- Organización Mundial de la Salud. (2015). *Nicaragua, Perfil del país 2015. Organización Panamericana de la Salud*. Washington, DC: Oficina Regional Para las Américas. 14 pp.
- Pacheco, E. & Baltodano, O. (2016). *La Eficiencia del Gasto Público en Educación y Salud en Nicaragua, 2003 – 2013*. Banco Interamericano de Desarrollo, Nota técnica No 977. Managua, Nicaragua: FUNIDES. 112 pp.
- Pérez V, G., & Silva, A. (2015). *Una mirada a los gastos de bolsillo en salud en Colombia*. Documentos de Trabajo sobre Economía Regional, No. 2018. Banco de la República. CEER: Cartagena. 61 pp.
- Preston, S. (1975). The changing relation between mortality and level of economic development. *Population Studies*, 29(2), 231-248.
- Rutstein, S. (2008). *The DHS Wealth Index: Approaches for Rural and Urban Areas*. Demographic and Health Research Working Paper No. 60. Calverton, Maryland, USA: Macro International. 28 pp.
- Sen, A. (1999). *Health in Development*. Keynote addressed at Fifty-second World Health Assembly. Geneva: World Health Organization. 8 pp.

- SILAIS. (2017). *Mapa de Padecimientos de Salud en Nicaragua 2016-2017*. Consultado el 12/10/2017 a las 14:00 Hrs. en:<http://mapasalud.minsa.gob.ni/mapa-de-padecimientos-de-salud-de-nicaragua/>
- Straubhaar, T., & Vádean, F. P. (2006). *International Migrant Remittances and their Role in Development*. Paris, France: Internarional Migration Outlook. 24 pp.
- Uzochukwu, A., & Chukwunonso, G. (2014). Impact of Migrant Remittances on Health and Education Outcomes in Sub-Saharan Africa. *Journal Of Humanities And Social Science*, 19(8), 33-44.
- Valero, J. N., & Treviño, M. D. (2010). El gasto en salud de los hogares en México, y su relación con la disponibilidad de recursos, las remesas y la asignación intrafamiliar. *Economía mexicana. Nueva época*, 19(2), 311-342.
- Vincenzi, A., & Tudesco, F. (2009). La educación como proceso de mejoramiento de la calidad de vida de los individuos y de la comunidad. *Revista Iberoamericana de Educación*, 49(7), 1-12.

9. Anexos

Tabla A1. Coeficientes de regresión y significancia estadística

Variables independientes	Variable dependiente: Log(gasto en salud)			
	(1) Modelo 1	(2) Modelo 2	(3) Modelo 3	(4) Modelo 4
Log(ingreso)	0.326*** (0.0229)	0.326*** (0.0225)	0.215*** (0.0238)	0.231*** (0.0240)
Escolaridad del jefe	0.00133 (0.00466)	0.0159*** (0.00470)	-0.00432 (0.00494)	-0.00355 (0.00494)
Dummy de zona rural	0.0176 (0.103)	0.0626 (0.102)	0.293** (0.103)	0.297** (0.102)
Pacífico excepto Managua	0.382*** (0.0613)	0.354*** (0.0602)	0.380*** (0.0607)	0.368*** (0.0606)
Centro	0.347*** (0.0626)	0.337*** (0.0615)	0.347*** (0.0619)	0.333*** (0.0618)
Caribe	0.143 (0.0778)	0.135 (0.0764)	0.247** (0.0768)	0.236** (0.0766)
Rural Pacífico	-0.177 (0.147)	-0.130 (0.145)	-0.119 (0.144)	-0.129 (0.143)
Rural Central	-0.332* (0.149)	-0.353* (0.146)	-0.338* (0.146)	-0.317* (0.146)
Rural Caribe	0.291 (0.156)	0.337* (0.153)	0.390* (0.155)	0.412** (0.154)
Número de niños	0.0149 (0.0185)	0.0441* (0.0183)	0.0555** (0.0183)	0.0542** (0.0182)
Número de ancianos		0.561*** (0.0412)	0.440*** (0.0416)	0.415*** (0.0418)
Quintiles de riqueza = 2			0.296*** (0.0841)	0.286*** (0.0840)
Quintiles de riqueza = 3			0.516*** (0.0846)	0.495*** (0.0845)
Quintiles de riqueza = 4			0.724*** (0.0876)	0.688*** (0.0877)
Quintiles de riqueza = 5			1.140*** (0.0942)	1.087*** (0.0947)
Dummy de remesas = 1				0.246*** (0.0517)
Constante	2.626*** (0.209)	2.352*** (0.206)	2.809*** (0.215)	2.646*** (0.217)
Observaciones	5,034	5,034	4,834	4,834
R ²	0.053	0.087	0.118	0.122

Errores estándar en paréntesis

*** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A2. Gastos promedios en salud por área y región de residencia
(cifras en córdobas)

Región y área	Consulta	Medicamentos	Exámenes	Hospitalización	Transporte	Otros	Gasto total
Urbano	289.88	355.14	577.23	16190.42	68.22	370.19	440.49
Pacífico	278.22	339.49	566.21	14291.79	71.95	351.13	422.44
Central	275.65	339.66	565.18	14591.79	73.46	356.11	424.60
Caribe	277.26	333.43	551.48	14291.79	69.34	353.80	414.59
Rural	212.23	254.52	467.84	3600	96.52	265.26	325.70
Pacífico	206.27	234.62	407.77	5000	104.29	320.17	320.88
Central	262.08	223.51	365.22	800	72.07	215.55	271.97
Caribe	239.46	335.74	667.15	5000	183.98	275.44	459.72

Fuente: Elaboración propia con base en datos de EMNV 2014.

Estimación del déficit fiscal de la economía nicaragüense, ajustado por ciclo económico

Luis Manuel Padilla Larios^{1/}

Resumen

Esta investigación aborda el estudio del déficit fiscal de la economía nicaragüense utilizando un enfoque de ajuste por ciclo económico. Este enfoque constituye una herramienta importante para el análisis de la política fiscal, con la cual se estima la posición fiscal del Gobierno Central (GC) excluyendo los efectos del ciclo económico. La variable clave de estudio es el balance primario, el cual excluye el pago de intereses de la deuda y además no se incluyen las donaciones recibidas. Mediante un método que incluye la estimación del producto potencial y de elasticidades de las diversas categorías de ingresos, se obtuvo el balance primario del GC ajustado por el ciclo y se comparó con el balance primario tradicional, como porcentaje del PIB nominal, para el período comprendido entre 2002 y 2017. El estudio muestra diversos períodos en que la economía ha operado por encima y por debajo del producto potencial y se realizan comparaciones entre el balance primario ajustado por el ciclo y el balance primario tradicional. Finalmente, se brindan algunas recomendaciones para implementar una regla fiscal basada en ajuste por el ciclo económico, a la luz de la literatura consultada.

Palabras Claves: Economía nicaragüense, producto potencial, ciclo económico, déficit fiscal, elasticidad ingreso.

Código JEL: E6, C5.

1/ El autor es Investigador Principal I del Banco Central de Nicaragua. Para comentarios comunicarse al correo: imp@bcn.gob.ni. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de su autor y no representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

En esta investigación se realiza una estimación del déficit fiscal de la economía nicaragüense, desde el punto de vista de ajuste por el ciclo económico, como concepto opuesto al déficit fiscal convencional. Un balance ajustado por el ciclo es un balance fiscal corregido por efectos cíclicos de ingresos y gastos.

El balance ajustado por el ciclo hace uso del concepto de PIB potencial o PIB de tendencia, alrededor del cual existen fluctuaciones del PIB observado, conocidas como ciclo económico. Dado que las cuentas fiscales de un país dependen en parte, de la evolución del PIB, es de esperar que también estén afectadas por el ciclo económico, ya que tanto la recaudación tributaria como las partidas de gasto están afectadas por la posición cíclica de la economía. Esta afectación de ingresos y gastos por el ciclo, resulta en que los déficits fiscales del gobierno también presenten un carácter cíclico, por lo que no es fácil determinar si un gobierno está gastando más de lo que recibe por efecto del ciclo económico o por decisiones discrecionales de política fiscal.

El balance ajustado por ciclo permite a los tomadores de decisión detectar acciones discrecionales de política y cambios derivados del ciclo económico. Asimismo, las autoridades pueden contar con un indicador que les guíe sobre las acciones requeridas para alcanzar objetivos fiscales de corto y largo plazo, apuntando, por un lado, a mantener la sostenibilidad fiscal de largo plazo y por otra parte, permitir acciones fiscales contracíclicas en el corto plazo.

A nivel internacional, varios países europeos han implementado reglas fiscales basadas en balance ajustado por ciclo e incluso ajustan por factores más allá del ciclo, como los relacionados con precios de commodities, precios de activos, cambios en la composición del producto o eventos excepcionales^{2/}. Entre estos países se encuentran Alemania, Bélgica,

2/ Cuando se ajusta por el ciclo económico y también por factores adicionales como los mencionados, se habla de balance estructural. En cambio, el balance ajustado por ciclo sólo excluye factores asociados al ciclo económico.

Dinamarca, Francia y Reino Unido. Igualmente, países asiáticos como Corea del Sur, Japón, Hong Kong y Singapur también aplican el mismo enfoque.

A nivel latinoamericano, Chile comenzó a manejar sus finanzas públicas bajo este concepto desde el año 2001, cuando la conducción de su política fiscal se basó en una regla preanunciada de balance estructural. En particular, Chile estableció inicialmente el objetivo de tener un superávit estructural del 1 por ciento del PIB para el GC en todos los años, el cual ha sido modificado en varias ocasiones como una forma de adecuarse a las circunstancias por las que ha atravesado el país. Otros países latinoamericanos, como México, Colombia, Perú y Argentina, evalúan la posibilidad de manejar su política fiscal con enfoque estructural.

Este trabajo está dividido en seis secciones. En esta primera sección se ha presentado una breve introducción al tema de balance ajustado por ciclo y balance estructural. La sección 2 presenta el marco teórico que sustenta la investigación, mostrando aspectos particulares de determinación de producto potencial, elasticidades producto de ingresos tributarios y no tributarios, determinación del balance ajustado por ciclo e interpretación. La sección 3 presenta la metodología empleada en esta investigación donde se detallan cada uno de los pasos, hasta la obtención del balance primario ajustado por ciclo. La sección 4 presenta los resultados obtenidos mediante la comparación del balance primario ajustado por ciclo con el balance primario tradicional y además se evalúa la orientación de la política fiscal con base en indicadores de posición fiscal e impulso fiscal. La sección 5 aborda algunos elementos básicos para la implementación de una regla fiscal basada en balance ajustado por ciclo. Finalmente, la sección 6 expone las conclusiones y recomendaciones.

2. Marco Teórico

Las metodologías de estimación del déficit fiscal con enfoque de balance ajustado por el ciclo en diversos países utilizan, en general, un procedimiento formado por tres puntos básicos, como se reseña a continuación:

2.1. Determinación del producto potencial

Villagómez (2012) establece que no existe un consenso acerca de la mejor metodología para estimar el producto potencial, y que en general, las distintas metodologías se pueden clasificar en tres grandes grupos:

a) Métodos estadísticos de tipo univariados. En este grupo, el enfoque más conocido es el filtro de Hodrick-Prescott (HP). Adicionalmente, otros enfoques son el filtro de Baxter-King, filtro de Kalman, filtro de Christiano-Fitzgerald y el método de componentes no observados.

b) Métodos que estiman relaciones estructurales utilizando la teoría económica. En este grupo, el método más empleado es la función de producción, que define el nivel de producto asociado a una relación tecnológica de factores de producción, a través de una forma funcional específica. Otros métodos utilizados corresponden a un modelo estructural macroeconómico o un modelo de vectores autorregresivos estructurales (SVAR).

c) Modelos multivariados. Estos son modelos donde se combinan los dos enfoques anteriores. Es decir, a un método univariado se agregan relaciones económicas relacionadas con el producto. Dentro de este grupo destacan el filtro HP multivariado y el filtro de Beveridge-Nelson multivariado.

En particular, en la revisión bibliográfica para esta investigación, las técnicas utilizadas comúnmente son las siguientes: filtro HP, filtro de Baxter y King, filtro de Christiano y Fitzgerald, filtro de Kalman y enfoque de función de producción.

2.2. Estimación de los componentes cíclicos de las diversas categorías de ingresos y gastos públicos y obtención del balance fiscal ajustado por ciclo

En este punto, las diversas metodologías consultadas definen primero un nivel de cobertura, en el cual determinan si los cálculos se harán con

el GC o con una categoría más amplia como el Gobierno General o el Sector Público no Financiero. La cobertura utilizada en esta investigación corresponde al GC. Adicionalmente, las metodologías concuerdan en que es necesario conocer la elasticidad producto de los impuestos y del gasto, a manera de aproximar cuál sería la recaudación y el gasto en el nivel del producto potencial. No obstante, en el caso de países en vías de desarrollo, no se realizan ajustes cíclicos por el lado del gasto, por no contar con estabilizadores automáticos significativos, por lo que se asume que el gasto del gobierno es totalmente discrecional y no guarda relación con movimientos del ciclo económico.

Hay diversas metodologías que la literatura económica propone para realizar la estimación de elasticidades, que de acuerdo a Granda, et. al. (2012), se engloban en tres tipos: mínimos cuadrados ordinarios, mínimos cuadrados en dos etapas y vector de corrección de errores.

Además, la literatura establece dos enfoques para determinar ajustes cíclicos: desagregado y agregado. En el enfoque desagregado, se realiza el ajuste cíclico de cada categoría de impuesto, lo cual se justifica porque cada tipo de recaudación tributaria difiere en cuanto a su base imponible, su estructura de tasas y forma de pago. Por el contrario, en el enfoque agregado, el ajuste cíclico se hace directamente a los ingresos tributarios totales y a los ingresos no tributarios.

Las diversas metodologías analizadas estiman el balance ajustado por ciclo como la diferencia entre ingresos y gastos, ajustados ambos por el ciclo económico.

2.3. Elección de la variable de estudio

Las diversas metodologías consultadas enfatizan el uso del balance primario como variable clave de seguimiento. El balance primario excluye el pago de intereses de la deuda y, además, se excluyen las donaciones recibidas por el GC. La justificación de dicha escogencia es que el pago de intereses está fuera del alcance de las decisiones de la autoridad fiscal y además está más relacionado con la política fiscal de períodos anteriores que con el

comportamiento del ciclo económico. Por su parte, la no inclusión de las donaciones está relacionada con la evaluación del esfuerzo fiscal del GC, neto del ahorro externo del resto del mundo.

3. Método utilizado

Con base en las metodologías consultadas, el desarrollo de esta investigación hizo uso del siguiente procedimiento:

3.1. Estimación del PIB potencial

De acuerdo a Villagómez (2012), la finalidad de un estudio de balance estructural consiste en determinar con claridad la proporción del resultado fiscal del GC atribuible a factores cíclicos y a factores estructurales. Para este fin, es suficiente y adecuado obtener una estimación del producto potencial de una economía mediante el filtro HP. Esta investigación hace uso de esta técnica para la determinación del producto potencial.

Consistente con lo anterior, se procedió a obtener una estimación del PIB potencial aplicando el filtro HP a la serie del PIB trimestral nominal, obtenida de la página web del Banco Central de Nicaragua (BCN), a partir del primer trimestre de 2002 hasta el cuarto trimestre de 2017 (64 observaciones). Esta longitud de serie es también consistente con la disponibilidad de información fiscal del GC, en términos de ingresos y gastos, disponible también en la página web del BCN. Adicionalmente, se realizó un empalme a la serie del PIB trimestral, para el período comprendido entre el primer trimestre de 2002 al cuarto trimestre de 2005, utilizando las tasas de variación del PIB trimestral nominal base 1994.

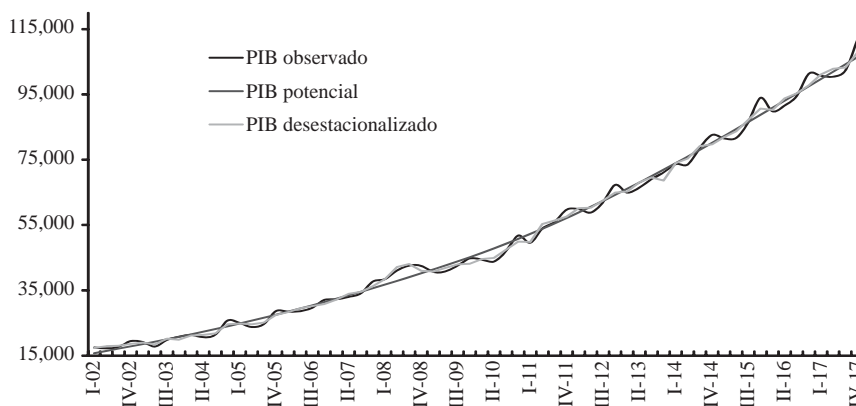
La utilización del filtro HP requiere la definición de un parámetro óptimo de suavizamiento λ , el cual controla la suavidad de la tendencia y depende de la periodicidad de los datos. No obstante, este parámetro no tiene una interpretación objetiva para el usuario y su escogencia se considera la principal debilidad del filtro. El parámetro λ empleado en este trabajo es 1,600, propuesto originalmente por Hodrick y Prescott (1980). El consenso

alrededor de este valor refleja el hecho indudable de que los analistas lo han encontrado de mucha utilidad, aunque también es sensible a revisiones periódicas.

Dada la frecuencia trimestral del PIB, a fin de evitar elementos estacionales se procedió a desestacionalizarlo mediante la opción de TRAMO-SEATS, disponible en el software EViews 9.0. Posteriormente se aplicó el filtro HP para extraer el componente de tendencia. El Gráfico 1 muestra la evolución del PIB trimestral observado, desestacionalizado y potencial, mientras que la Tabla A1 muestra las series trimestrales.

Gráfico 1. Nicaragua: PIB observado, desestacionalizado y potencial

(millones de córdobas)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN 2002-2017.

3.2. Series de ingresos tributarios del Gobierno Central

En este trabajo se tomaron las distintas categorías de ingresos del GC, cuyas series con frecuencia mensual se extrajeron del sitio web del BCN. Cada una de estas series nominales se trimestralizó mediante agregación de las observaciones mensuales. Al igual que el PIB trimestral, todas las series se desestacionalizaron con la opción de TRAMO-SEATS en el software EViews 9.0. La Tabla 1 muestra la nomenclatura y significado de cada una de las once series de trabajo seleccionadas.

Tabla 1. Series seleccionadas

N°	Siglas	Significado
1	PIB	Producto Interno Bruto nominal
2	IR	Impuesto sobre la Renta
3	IVADOM	Impuesto al Valor Agregado Doméstico
4	IVAIMP	Impuesto al Valor Agregado Importado
5	IVATOT	Impuesto al Valor Agregado Total (suma de series 3 y 4)
6	ISCTOT	Impuesto Selectivo al Consumo Total
7	ISCTI	Impuesto Sobre Comercio y Transacciones Internacionales
8	OI	Otros impuestos
9	RECTRIB	Recaudación Tributaria Total (suma de series 2,5,6,7 y 8)
10	RECNOTRIB	Recaudación no Tributaria Total
11	RECTOTAL	Recaudación Total (suma de series 9 y 10)

Fuente: Elaboración propia.

3.3. Estimación de elasticidades de las distintas categorías de ingreso del Gobierno Central

Una vez estimado el producto potencial y definidas las series a utilizar, se procedió a estimar el impacto de la evolución cíclica de la economía sobre los agregados de ingresos fiscales. Un parámetro fundamental en este procedimiento es la estimación de la elasticidad producto de los ingresos del GC, para cada uno de las series componentes.

Para determinar el componente cíclico de los ingresos y gastos, se parte del supuesto que dentro de los ingresos y gastos del gobierno, habrá componentes que dependen del nivel de actividad económica, y otros que son independientes de dicho nivel. Estos últimos no estarán afectados por el ciclo, mientras que para los primeros es necesario estimar la sensibilidad de las distintas partidas ante variaciones del producto. Es así que se debe estimar la elasticidad producto de las distintas partidas de ingresos del GC.

3.3.1. Estacionariedad y orden de integración

En esta sección se analiza la naturaleza estadística de las series mediante un análisis de estacionariedad y orden de integración de cada una de las series trimestrales desestacionalizadas, a las que previamente se tomó el logaritmo

natural de cada una de ellas. Se aplicaron diversos *test* de raíces unitarias a cada una de las series en estudio. La categoría de Otros impuestos (OI) no se consideró dentro del análisis de estacionariedad y elasticidades, debido a su escasa participación dentro de los ingresos tributarios (0.8% durante todo el período en estudio) y además se estimó que su comportamiento es independiente del ciclo económico, por lo que se optó por no realizar ajustes cíclicos a esta categoría.

En particular, se aplicaron 3 tipos de *tests*, reportados usualmente en la literatura sobre estudios de estacionariedad: ADF (*Augmented Dickey Fuller*), PP (*Phillips-Perron*) y DF-GLS (*Dickey Fuller, Generalized Least Squares*). El último *test* está diseñado para corregir problemas de distorsión del tamaño de la muestra y de bajo poder, que comúnmente se señalan a los *tests* ADF y PP, de acuerdo a Maddala y Lahiri (2009). En este contexto, el *test* DF-GLS posee más potencia que los *tests* ADF y PP, en el sentido de que tiene mayor capacidad para diferenciar entre la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria y la hipótesis alternativa de estacionariedad.

Se probaron las series en niveles y en primeras diferencias, utilizando como número de rezagos los proporcionados de manera automática, mediante el Criterio de Información de Akaike (AIC). La Tabla 2 muestra los resultados de los *test* ADF y PP a las distintas series. La Tabla 3 reporta los resultados del *test* DF-GLS. En todos los casos, el operador Δ designa la serie en primeras diferencias.

3.3.2. Resultados de los *tests*

Con base en la aplicación de los *tests* ADF y PP a las series en niveles, se aprecia que, en general, todas las series son no estacionarias e integradas de orden 1. Por ejemplo, los valores p de estos *tests* aplicados al PIB trimestral en niveles muestran que no se rechaza la hipótesis nula de que la serie tiene una raíz unitaria. Asimismo, el *test* DF-GLS produce estadísticos t mayores que los valores críticos, con lo cual no se rechaza la hipótesis nula de que existe una raíz unitaria en la serie de PIB trimestral. Al correr los *tests* para la serie en primera diferencia, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, con lo que se concluye que el PIB trimestral es una serie I(1).

De igual manera, la serie de impuesto sobre la renta (IR) es también una serie $I(1)$, con base en los *tests* ADF y PP. El *test* DF-GLS también no rechaza la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria en la serie de IR. A partir de los resultados expuestos en las Tablas 2 y 3, y complementando los *tests* entre sí, se encontró que todas las series son estacionarias en primeras diferencias.

Tabla 2. Resultados de pruebas de raíz unitaria (ADF y PP)

Serie trimestral ^{1/}	H ₀ : La serie tiene una raíz unitaria					
	Prueba ADF (<i>p-values</i>)			Prueba PP (<i>p-values</i>)		
	Ninguno	Intercepto	Intercepto y tendencia	Ninguno	Intercepto	Intercepto y tendencia
LPIB	1.0000	0.7681	0.2051	1.0000	0.8275	0.2565
ΔLPIB	0.3578	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
LIR	1.0000	0.0125	0.0012	1.0000	0.0134	0.0008
ΔLIR	0.1173	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
LIVADOM	1.0000	0.8423	0.0000	1.0000	0.9116	0.0000
ΔLIVADOM	0.3861	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0001
LIVAIMP	0.9990	0.6532	0.3355	1.0000	0.4344	0.4571
ΔLIVAIMP	0.0027	0.0011	0.0047	0.0000	0.0000	0.0000
LIVATOT	0.9999	0.5541	0.5692	1.0000	0.7344	0.0618
ΔLIVATOT	0.2972	0.0005	0.0388	0.0000	0.0000	0.0000
LISCTOT	1.0000	0.8910	0.0250	1.0000	0.9069	0.0014
ΔLISCTOT	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
LISCTI	0.9999	0.9058	0.0760	0.9985	0.8697	0.1161
ΔLISCTI	0.0031	0.0001	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000
LRECTRIB	1.0000	0.3958	0.1262	1.0000	0.4567	0.0768
ΔLRECTRIB	0.2708	0.0789	0.0222	0.0000	0.0000	0.0000
LRECNOTRIB	0.9999	0.9136	0.0753	1.0000	0.8486	0.0000
ΔRECNOTRIB	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
LRECTOTAL	0.9987	0.3980	0.2140	1.0000	0.4824	0.0477
ΔRECTOTAL	0.1433	0.0067	0.0111	0.0000	0.0000	0.0000

1/ : Logaritmo de la serie desestacionalizada.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 3. Resultados del *Test* DF-GLS

Serie trimestral ^{1/}	Ho: La serie tiene una raíz unitaria		Valores críticos					
	Prueba DF-GLS (estadístico t)		Intercepto			Intercepto y tendencia		
	Intercepto	Intercepto y tendencia	1%	5%	10%	1%	5%	10%
LPIB	-0.0728	-2.8808	-2.6054	-1.9465	-1.6132	-3.7206	-3.1484	-2.8510
Δ LPIB	-6.9343	-6.9917	-2.6034	-1.9463	-1.6133	-3.7282	-3.1548	-2.8570
LIR	1.3059	-0.8991	-2.6085	-1.9470	-1.6129	-3.7244	-3.1516	-2.8540
Δ LIR	-0.1492	-2.6941	-2.6085	-1.9470	-1.6129	-3.7320	-3.1580	-2.8600
LIVADOM	1.9373	-8.7658	-2.6041	-1.9464	-1.6133	-3.7206	-3.1484	-2.8510
Δ LIVADOM	-6.1241	-7.7293	-2.6054	-1.9465	-1.6132	-3.7320	-3.1580	-2.8600
LIVAIMP	1.1236	-1.5598	-2.6047	-1.9464	-1.6132	-3.7358	-3.1612	-2.8630
Δ LIVAIMP	-4.1972	-4.4264	-2.6047	-1.9464	-1.6132	-3.7358	-3.1612	-2.8630
LIVATOT	0.3169	-1.8001	-2.6069	-1.9468	-1.6131	-3.7320	-3.1580	-2.8600
Δ LIVATOT	-4.3597	-4.1560	-2.6041	-1.9463	-1.6133	-3.7320	-3.1580	-2.8600
LISCTOT	1.3238	-3.7632	-2.6034	-1.9463	-1.6133	-3.7282	-3.1548	-2.8570
Δ LISCTOT	-11.5389	-12.1080	-2.6028	-1.9462	-1.6134	-3.7244	-3.1516	-2.8540
LISCTI	1.3698	-3.3988	-2.6062	-1.9466	-1.6131	-3.7586	-3.1804	-2.8810
Δ LISCTI	-0.6357	-2.5873	-2.6093	-1.9471	-1.6129	-3.7358	-3.1612	-2.8630
LRECTRIB	0.3795	-1.1077	-2.6069	-1.9468	-1.6131	-3.7548	-3.1772	-2.8780
Δ LRECTRIB	-0.3442	-1.6460	-2.6102	-1.9472	-1.6128	-3.7624	-3.1836	-2.8840
LRECNOTRIB	1.5121	-3.3708	-2.6028	-1.9462	-1.6134	-3.7244	-3.1516	-2.8540
Δ RECNOTRIB	-0.9602	-3.2550	-2.6069	-1.9468	-1.6131	-3.7320	-3.1580	-2.8600
LRECTOTAL	0.6635	-2.0070	-2.6041	-1.9463	-1.6133	-3.7320	-3.1580	-2.8600
Δ RECTOTAL	-1.4633	-2.8832	-2.6041	-1.9463	-1.6133	-3.7320	-3.1580	-2.8600

1/ : Logaritmo de la serie desestacionalizada constante.

Fuente : Elaboración propia.

3.3.3. *Tests* de raíces unitarias en presencia de cambio estructural

El tratamiento de series de tiempo con presencia de cambio estructural conlleva numerosas dificultades que se pueden referir a su estacionariedad y modelización. Como establece Sánchez (2008), la presencia de cambios estructurales en una serie puede conducir a que los tests usuales de raíz unitaria se vean afectados, conduciendo al no rechazo de la hipótesis nula de no estacionariedad, cuando en realidad la serie es estacionaria. Esto significa que un cambio estructural puede reducir sustancialmente el poder de los tests de raíz unitaria.

En este sentido, en la serie de IR se observó un cambio relevante en el patrón de declaración de este tributo, lo cual la convierte en una serie que

podría exhibir un cambio estructural. La Ley N° 822, Ley de Concertación Tributaria (LCT), estableció el cambio de declaración de año fiscal a año calendario a partir del año 2013. Antes de este año, los agentes económicos realizaban la declaración del IR en septiembre de cada año, para el período fiscal comprendido entre el 1 de julio del año anterior y el 30 de junio del año en referencia. Con la entrada en vigencia de la LCT, los agentes económicos realizan su declaración con año calendario, es decir en marzo de cada año deben declarar el período comprendido entre el 1 de enero al 31 de diciembre del año anterior. Este cambio en el patrón de declaración obligó a que en marzo de 2013, las empresas declararan el período comprendido entre el 1 de julio de 2012 al 31 de diciembre de 2012 (6 meses), mientras que en marzo 2014 se declaró el período desde el 1 de enero 2013 al 31 de diciembre de 2013 (12 meses). En lo sucesivo, en marzo de cada año se debe declarar el año calendario anterior.

El nuevo patrón de declaración conduce a que la serie de IR podría contener un cambio estructural a partir de marzo de 2013, el cual se procedió a evaluar a la luz de los *tests* de raíz unitaria. A fin de evaluar la estacionariedad de la serie en presencia de un cambio estructural, se utilizó el *test Breakpoint Unit Root Test*, disponible en Eviews 9.0. Este test permite introducir la posible fecha de cambio estructural, lo que convierte al test en la versión original del trabajo de Perron (1989), el cual se utiliza cuando la fecha de quiebre estructural es conocida.

Después de correr el test con diversas especificaciones y tipos de cambio estructural, e introduciendo el primer trimestre de 2013 como fecha de cambio estructural, se obtuvo que no se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad, por lo que se concluyó que la serie de IR es no estacionaria ante cambio estructural. Iguales resultados se obtuvieron al introducir el primer trimestre de 2014 como otra fecha posible de cambio estructural.

Adicionalmente, se probó el primer trimestre de 2010 como otra posible fecha de cambio estructural, debido a que en diciembre del año 2009, la Asamblea Nacional aprobó la Ley N° 712, “Ley de Reformas y Adiciones a la Ley N° 453, Ley de Equidad Fiscal (LEF) y la Ley N° 528, Ley de Reformas y Adiciones a la Ley de Equidad Fiscal”. Esta reforma a la LEF

tuvo como objetivo ampliar la base de contribuyentes, así como realizar ajustes a algunas tasas impositivas para garantizar como mínimo un incremento de 0.7 puntos del PIB para cubrir la brecha presupuestaria del año 2010. No obstante, los resultados del test de raíz unitaria continuaron sin rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad.

El resultado final sobre el estudio de estacionariedad e integración de las 10 series se muestra en la Tabla 4.

Tabla 4. Estacionariedad e integración

Nº	Siglas	Tipo de serie	Grado de integración
1	PIB	No estacionaria	I(1)
2	IR	No estacionaria	I(1)
3	IVADOM	No estacionaria	I(1)
4	IVAIMP	No estacionaria	I(1)
5	IVATOT	No estacionaria	I(1)
6	ISCTOT	No estacionaria	I(1)
7	ISCTI	No estacionaria	I(1)
8	RECTRIB	No estacionaria	I(1)
9	RECNOTRIB	No estacionaria	I(1)
10	RECTOTAL	No estacionaria	I(1)

Fuente : Elaboración propia.

3.3.4. Legislación tributaria nicaragüense

La Tabla 5 muestra el marco legal que ha regido la legislación tributaria nicaragüense en el período 2002-2017. La Tabla incluye leyes y acuerdos ministeriales con meses de aprobación y de publicación en La Gaceta.

Tabla 5. Marco Jurídico Tributario de Nicaragua, 2002-2017

Año	Ley/Acuerdo Ministerial	Ley/Acuerdo Ministerial	Aprobación	Publicación en La Gaceta
2002	N° 439	Ley de Ampliación de la Base Tributaria (LABT)	Agosto	Septiembre
2003	N° 453	Ley de Equidad Fiscal (LEF)	Abril	Mayo
2005	N° 528	Ley de Reformas y Adiciones a la Ley N° 453	Marzo	Mayo
2009	N° 692	Ley de Reforma y Adición al artículo 126 de la Ley N° 453, LEF y sus reformas	Junio	Julio
2009	N° 712	Ley de Reformas y Adiciones a la Ley N° 453, LEF y a la Ley N° 528	Diciembre	Diciembre
2011	N° 743	Ley de Reforma a la Ley N° 453, LEF y sus reformas, y a la Ley N° 692	Noviembre 2010	Enero 2011
2012	N° 803	Ley de Reforma al artículo 102 de la Ley N° 453, LEF	Julio	Julio
2012	N° 822	Ley de Concertación Tributaria (LCT)	Noviembre	Diciembre
2014	N° 891	Ley de Reformas y Adiciones a la Ley N° 822, LCT	Diciembre	Diciembre
2015	N° 19-2015	Acuerdo Ministerial, Lista taxativa de bienes o mercancías exentas del pago del IVA en Artículo 127 de la LCT	Julio	Agosto
2015	N° 922	Ley de Reforma a la Ley N° 822. LCT	Diciembre	Diciembre
2017	N° 07-2017	Acuerdo Ministerial, Lista taxativa de bienes o mercancías exentas del pago del IVA en Artículo 127 de la LCT	Abril	Mayo

Fuente: Asamblea Nacional 2002-2017.

Este marco tributario sirve de base para evaluar los cambios en la política tributaria y proporciona una referencia para la inclusión de variables ficticias en los modelos de regresión para el cálculo de elasticidades.

3.3.5. Estimación de elasticidades de las series de ingresos tributarios con respecto al producto

La literatura sobre estimación de elasticidades enfatiza la importancia de diferenciar entre elasticidad de corto plazo y elasticidad de largo plazo. De acuerdo a Machado y Zuloeta (2012), la elasticidad de largo plazo es un indicador de crecimiento de los ingresos tributarios a medida que el producto crece. La elasticidad de corto plazo, en cambio, proporciona una medida del comportamiento cíclico de los ingresos tributarios. También se describe como una medida de cuánto ingreso fluctúa con relación al ciclo económico.

Consistente con la diferencia anterior, en este trabajo se utilizó un modelo de corrección de error para estimar las elasticidades de corto y largo plazo. El modelo de largo plazo hace uso de la siguiente especificación:

$$\text{Ln}(\text{Ing}_t) = \alpha + \beta \text{Ln}(Y_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde $\text{Ln}(\text{Ing}_t)$ es el logaritmo natural de la categoría de ingreso utilizada, que puede ser tributario o no tributario; $\text{Ln}(Y_t)$ es el logaritmo natural del producto, medido a través del producto interno bruto nominal; β es la elasticidad producto de largo plazo de los ingresos; y ε_t es un término de error.

Debido a las características de no estacionariedad de las series involucradas, particularmente por su condición de series $I(1)$, la estimación por MCO de la ecuación 1 podría producir una regresión espúrea con estimadores sesgados y además sus errores estándar serían inconsistentes. No obstante, si se comprueba que los errores de la ecuación 1 son $I(0)$, entonces ambas variables estarían cointegradas y se puede escribir un modelo de equilibrio de corrección del error, que produciría elasticidades de corto plazo y velocidades de ajuste de equilibrio.

El modelo de corrección de error propuesto es el siguiente:

$$\Delta \text{Ln}(\text{Ing}_t) = \alpha + \theta \Delta \text{Ln}(Y_t) + \varphi e_{t-1} + \sum \delta \text{DUM}_i + \varepsilon_t \quad (2)$$

En esta ecuación, la dinámica de los ingresos tributarios está determinada por la elasticidad de corto plazo θ , mientras que la velocidad de ajuste la determina el coeficiente del término de corrección de error φ . DUM_i representa variables ficticias que controlan por los principales cambios en la legislación tributaria, ocurridos en el período 2002-2017, o por eventos especiales como el cambio de año base en las cuentas nacionales en el año 2006, el cual puede conducir a quiebre estructural en las series.

Se propusieron diversas variables ficticias. El sistema de cuentas nacionales de Nicaragua realizó el cambio de año base 1994 a año de referencia 2006, donde el PIB pasó a estimarse con metodología encadenada en vez de la metodología anterior de base fija. En este caso se propuso la variable

ficticia DUM1T06 que es igual a 1 desde el primer trimestre de 2006 en adelante y 0 en caso contrario.

Adicionalmente, se propuso la variable DUM2009 a fin de capturar el efecto de la crisis financiera internacional en los ingresos del GC. En el año 2009, la crisis financiera provocó una desaceleración en los ingresos totales del GC, al pasar de 14.0 por ciento en 2008 a 1.7 por ciento en 2009. En particular, los ingresos asociados a las importaciones, como el IVA importado, impuesto sobre comercio y transacciones internacionales y el componente importado del impuesto selectivo al consumo se contrajeron con relación al año 2008. La variable toma el valor de 1 en los cuatro trimestres de 2009 y 0 en caso contrario.

Asimismo, se propuso la variable DUM1T10 para capturar los efectos de la entrada en vigencia de la Ley N° 712, Ley de Reformas y Adiciones a la Ley N° 453, Ley de Equidad Fiscal, la cual se aprobó en diciembre de 2009. Esta reforma a la Ley de Equidad Fiscal del año 2003, tuvo como objetivo ampliar la recaudación tributaria para cubrir la brecha presupuestaria del año 2010, ante la caída de la recaudación en 2009, como resultado de la crisis financiera internacional. Así, entre otras reformas, la Ley N° 712 aplicó retenciones definitivas sobre dividendos de accionistas, sobre el pago de intereses devengados por depósitos en cualquier moneda con saldo promedio mayor a US\$5,000, sobre el pago de intereses devengados por instrumentos financieros con plazo menor a 4 años e impuso nuevas tasas de retención por transmisión de bienes sujetos a registro público. Asimismo, aumentó la tasa especial para casinos y juegos de azar. La variable toma el valor de 1 a partir del primer trimestre de 2010 y 0 en caso contrario.

Otra variable ficticia propuesta es DUM1T13, la cual pretende captar el cambio propuesto en la Ley N° 822, Ley de Concertación Tributaria, por el cual, las empresas declararían con año calendario en vez del año fiscal que prevalecía antes de esta Ley. Previo a la Ley N° 822, las empresas declaraban en el mes de septiembre, mientras que con la nueva Ley, el mes de declaración pasó a ser marzo, lo que produjo un cambio en el patrón de declaración y recaudación del IR de las empresas. La variable toma el valor de 1 a partir del primer trimestre de 2013 y 0 en caso contrario.

Finalmente se utilizó la variable ficticia DUM1T15 a fin de capturar el efecto de la Ley N° 891, Ley de Reformas y Adiciones a la Ley N° 822, LCT, publicada en La Gaceta en diciembre de 2014 con el objetivo de mejorar la implementación de esta Ley. La variable toma el valor de 1 a partir del primer trimestre de 2015 y 0 en caso contrario.

En la ecuación 1 de largo plazo se comprobó que los errores de la regresión fueran estacionarios, o sea $I(0)$, con lo que se garantizó que las variables están cointegradas y que por tanto, se puede estimar un modelo de corrección del error. Los valores críticos para verificar la estacionariedad de los residuos se muestra en la Tabla 6, tomados de Davidson y MacKinnon (1993) y referenciados en Wooldridge (2015). La Tabla 7 muestra las elasticidades de corto y largo plazo obtenidas con este modelo.

Tabla 6. Valores críticos asintóticos para la prueba de cointegración sin tendencia temporal

Nivel de significancia	1%	2.5%	5%	10%
Valor crítico	-3.90	-3.59	-3.34	-3.04

Fuente : Wooldridge (2015).

Tabla 7. Elasticidades de corto y largo plazo

N°	Series	Corto plazo	Largo plazo
1	IR	0.288	1.596
2	IVADOM	1.652	1.020
3	IVAIMP	1.062	1.252
4	IVATOT	1.211	1.097
5	ISCTOT	0.414	0.838
6	ISCTI	1.136	0.909
7	RECTRIB	0.757	1.212
8	RECNOTRIB	0.942	1.053
9	RECTOTAL	0.827	1.205

Fuente : Elaboración propia.

3.3.6. Estimación del balance fiscal ajustado por ciclo económico

Una vez obtenido la estimación del producto potencial y las elasticidades producto de corto y largo plazo de las distintas series de ingresos, se procedió a calcular los componentes cíclicos de los ingresos, para posteriormente obtener el balance del GC ajustado por el ciclo.

Cabe señalar que en este trabajo sólo se calcularon los componentes cíclicos de los ingresos, no así para los gastos. Como establece Villagómez (2012), es una práctica común en estudios para países en desarrollo que el gasto se asuma como estructural, porque en estos países no existen componentes del gasto que respondan de manera clara y automática al ciclo económico, a diferencia de economías avanzadas que cuentan con beneficios por desempleo y que sí realizan ajuste cíclico por este componente. En la misma línea, la metodología de estimación de déficit estructural del FMI, expuesta en Hagemann (1999) considera que sólo una fracción de gastos del gobierno se asume como sensible a movimientos cíclicos del producto y corresponden precisamente a los desembolsos por beneficios de desempleo.

Adicionalmente, la variable de balance utilizada en esta investigación es el balance primario, el cual excluye el pago de intereses de los gastos totales del GC. De acuerdo a Villagómez (2012), el balance primario constituye un indicador adecuado para analizar la posición de la política fiscal, dado que en gran medida, el pago de intereses está fuera del alcance de las decisiones de la autoridad fiscal. Fedelino et al. (2009) establece que el pago de intereses generalmente no refleja acciones de política fiscal discrecional y puede no estar correlacionado con cambios cíclicos del producto. Así, el balance primario utilizado en esta investigación es igual a la diferencia entre los ingresos totales del GC menos los gastos totales, sin considerar el pago de intereses de la deuda interna y externa. Además, se excluyen las donaciones, por lo que el balance primario se expresa antes de donaciones.

Utilizando la notación de Villagómez (2012), el balance primario tradicional (BPT) del GC en un período t contiene un componente ajustado por ciclo económico (BPAC) y un componente cíclico (BPC), de la siguiente manera:

$$BPT = BPAC + BPC \quad (3)$$

En esta investigación se considera que todo el gasto del GC es independiente de los movimientos del ciclo económico, es decir, responden totalmente a decisiones discrecionales de política del gobierno, por lo que solamente los ingresos poseen componentes cíclicos. Así, la ecuación 3 se puede escribir como:

$$BPAC = BPT - I^{cíclico} \quad (4)$$

donde $I^{cíclico}$ corresponde al componente cíclico de cada categoría de ingreso. Este componente cíclico se obtiene restando el ingreso ajustado por ciclo del ingreso observado, de la siguiente manera:

$$I_i^{cíclico} = I_i^{obs} - I_i^{ac} \quad (5)$$

En este trabajo se optó por un enfoque desagregado en lugar de uno agregado para realizar el ajuste cíclico de cada categoría de impuesto, lo cual se justifica porque cada tipo de recaudación tributaria difiere en cuanto a su base imponible, su estructura de tasas y forma de pago. En un enfoque de tipo agregado, el ajuste cíclico se haría a los ingresos tributarios totales y a los ingresos no tributarios. En línea con el enfoque desagregado, los ingresos ajustados por el ciclo de las distintas categorías de impuestos se calcularon así:

$$IR^{ac} = IR^{obs} \times \left(\frac{PIB_{pot}}{PIB_{obs}} \right)^{\varepsilon_{IR}} \quad (6)$$

$$IVADOM^{ac} = IVADOM^{obs} \times \left(\frac{PIB_{pot}}{PIB_{obs}} \right)^{\varepsilon_{IVADOM}} \quad (7)$$

$$IVAIMP^{ac} = IVAIMP^{obs} \times \left(\frac{PIB_{pot}}{PIB_{obs}} \right)^{\varepsilon_{IVAIMP}} \quad (8)$$

$$ISC^{ac} = ISC^{obs} \times \left(\frac{PIB_{pot}}{PIB_{obs}} \right)^{\varepsilon_{ISC}} \quad (9)$$

$$ISCTI^{ac} = ISCTI^{obs} \times \left(\frac{PIB_{pot}}{PIB_{obs}} \right)^{\varepsilon_{ISCTI}} \quad (10)$$

$$RECNOTRIB^{ac} = RECNOTRIB^{obs} \times \left(\frac{PIB_{pot}}{PIB_{obs}} \right)^{\varepsilon_{RECNOTRIB}} \quad (11)$$

En las ecuaciones 6 a 11, el superíndice *ac* representa el ajuste por el ciclo; PIB_{pot} y PIB_{obs} representan el PIB potencial y el PIB observado en millones de córdobas nominales y ε es la elasticidad de largo plazo de cada una de las categorías de ingresos del GC, obtenida en la sección anterior. También se muestran las distintas categorías de ingresos observados en millones de córdobas corrientes. La Tabla 8 muestra la interpretación del balance fiscal ajustado por ciclo económico de acuerdo a la relación entre el PIB observado y el PIB potencial.

Así, cuando el PIB observado está por encima del PIB potencial, los ingresos observados son mayores que los ingresos ajustados por el ciclo y por tanto, el balance primario tradicional observado será mayor que el balance primario ajustado por ciclo. Al contrario, cuando el PIB observado está por debajo del PIB potencial los ingresos observados son menores que los ingresos ajustados por el ciclo, con lo que el balance primario tradicional será menor que el balance primario ajustado por ciclo.

Tabla 8. Balance fiscal observado, brecha del producto e interpretación del balance fiscal ajustado por ciclo económico

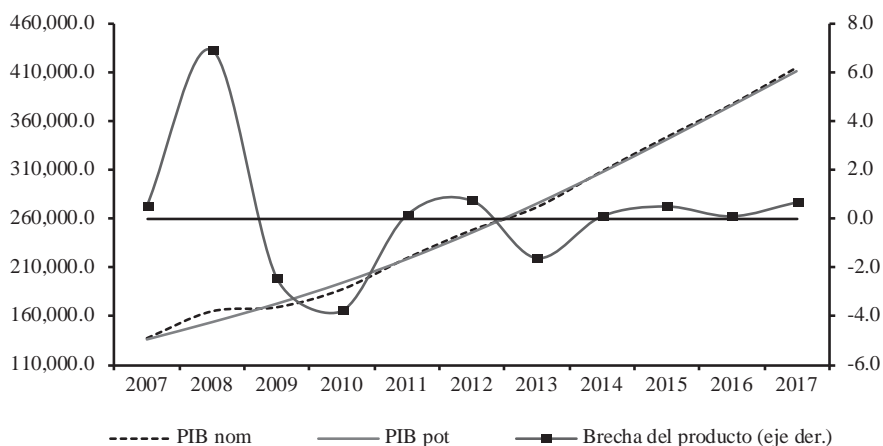
Concepto	Brecha del producto	Ingresos observados	Balance fiscal observado	Interpretación
PIB opera por encima del PIB potencial	Positiva	Mayores que los ingresos ajustados por ciclo	Mayor superávit o menor déficit, con relación al balance fiscal ajustado por el ciclo	Las finanzas públicas del GC están mejores que lo que indica la posición subyacente, porque la economía pasa un buen momento
opera por debajo del PIB potencial	Negativa	Menores que los ingresos ajustados por ciclo	Menor superávit o mayor déficit, con relación al balance fiscal ajustado por el ciclo	Las finanzas públicas del GC están peores que lo que indica la posición subyacente, porque la economía pasa un mal momento
PIB igual a PIB potencial	Cero	Iguales a los ingresos ajustados por ciclo	Igual que el balance fiscal ajustado por el ciclo	Las finanzas públicas reflejan apropiadamente la posición subyacente del GC

Fuente: Basado en IMF Country Report N° 06/328, South Africa, September 2006.

4. Resultados

El Gráfico 2 muestra el PIB observado, PIB potencial y la brecha del producto, expresados en frecuencia anual. Se pueden distinguir tres períodos en los que la brecha del producto fue positiva (2007-2008; 2011-2012 y 2014-2017). En estos períodos la economía nicaragüense operó por encima del producto potencial. En tanto, la brecha del producto fue negativa en los años 2009, 2010 y 2013, en los que la economía operó por debajo del producto potencial.

A pesar de que la brecha del producto ha sido positiva en años recientes, ésta ha estado muy cercana a cero, por lo que la diferencia entre el producto observado y el producto potencial es mínima. Esto no ha generado presiones inflacionarias y la inflación promedio se ha mantenido baja y estable. En cambio, en el año 2008, la brecha alcanzó 6.9 por ciento, coincidiendo con una inflación promedio de 19.83 por ciento, la más alta durante el período 2002 a 2017.

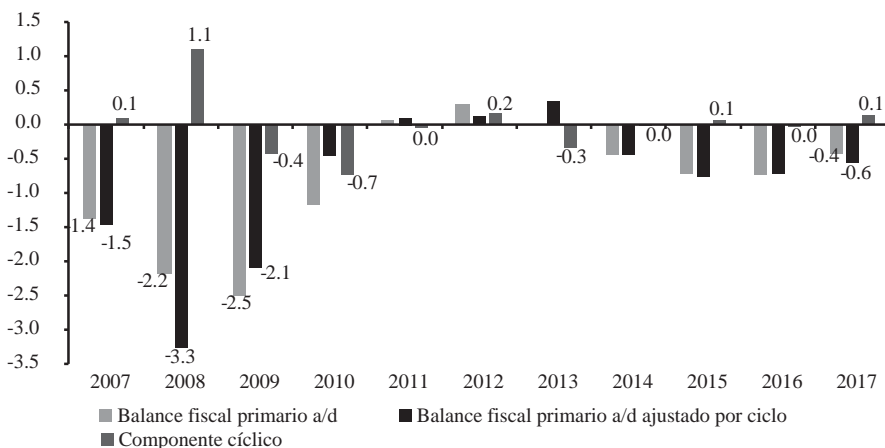
Gráfico 2. PIB observado, PIB potencial y brecha*(millones de córdobas y porcentaje)*

Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

El Gráfico 3 muestra el balance primario tradicional, balance primario ajustado por ciclo y el componente cíclico, expresados antes de donaciones, con frecuencia anual y en porcentaje del PIB nominal. En los años en que el PIB observado se ubicó por encima del PIB potencial, los ingresos observados fueron mayores que los ingresos ajustados por ciclo, por lo que el déficit primario observado en esos años fue menor de lo que indicaba el déficit primario ajustado por el ciclo. Por ejemplo, en los últimos cuatro años de la muestra 2014-2017, los ingresos observados crecieron 13.8 por ciento, en promedio, comparado con 13.0 por ciento de crecimiento en los ingresos ajustados por el ciclo. En estos años se registró dinamismo de la demanda interna y aceleración de las importaciones, lo que favoreció el desempeño de las finanzas públicas, en particular del GC.

Gráfico 3. Balance fiscal primario y ajustado por el ciclo y componente cíclico

(porcentaje del PIB nominal)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

Los componentes cíclicos que operaron en cada año de la muestra capturan efectos temporales relacionados con el ciclo económico, en lugar de efectos de mayor duración vinculados con la política fiscal discrecional del GC. Cada componente cíclico anual es el resultado de una sumatoria de ajustes cíclicos efectuados a los componentes de los ingresos del GC. En 2017, por ejemplo, la fortaleza de la economía mejoró coyunturalmente las cifras fiscales del GC, al registrar un componente cíclico que ascendió a 546.5 millones de córdobas, lo que representó 0.1 por ciento del PIB, asociado al buen ritmo de crecimiento de la economía y al entorno internacional favorable.

Durante los años en los que la economía operó por debajo del PIB potencial, los ingresos observados fueron menores a los ingresos ajustados por el ciclo. Así, en 2009 y 2010 por ejemplo, los déficits primarios observados fueron mayores a los déficits primarios ajustados por ciclo, mientras que en 2013 se observó que el superávit primario fue menor que el correspondiente ajustado por el ciclo económico. En 2009, el efecto recesivo producido por la crisis financiera internacional agregó 715.7 millones de córdobas al BPAC, con lo que el déficit observado ascendió a 4,222.2 millones de córdobas. En términos del PIB, el BPT señaló un déficit de 2.5 por ciento,

mientras que el BPAC exhibió un menor déficit de 2.1 por ciento. En este caso, el componente cíclico representó -0.4 por ciento del PIB, reflejando el efecto contractivo del ciclo en la economía.

Aunque la situación fiscal en 2009 lucía desfavorable con base en el BPT, la realidad fue que el déficit fue menor en 0.4 puntos porcentuales del PIB, al excluir los factores cíclicos. En este año de recesión, los ingresos del GC crecieron 1.7 por ciento, mientras que al excluir los efectos del ciclo crecieron 13.3 por ciento, señalando probablemente el efecto positivo de factores de más larga duración, tales como acciones previas de política fiscal que se tradujeron en cambios en la legislación tributaria, como los ocurridos en los años 2003, 2005 y 2009 con la Ley de Equidad Fiscal y sus reformas.

La Tabla 9 muestra un resumen de los balances fiscales del GC en el período 2006 a 2017, así como el componente cíclico de los ingresos, expresados como porcentaje del PIB nominal. Adicionalmente, se incluyen la posición fiscal y el impulso fiscal, variables útiles para evaluar la postura y orientación de la política fiscal.

Una posición fiscal positiva en un año particular indica que la postura de la política fiscal es expansiva y aporta a la demanda agregada. El concepto contrario es válido en caso de una posición fiscal negativa. Por su parte, el impulso fiscal es una variable dinámica que describe la posición fiscal con relación al año anterior y se define como la variación de las posturas fiscales en dos años consecutivos. Así, el impulso fiscal es positivo, la política fiscal del gobierno este año es más expansiva (o menos contractiva) que la del año anterior, mientras que un impulso fiscal negativo indica que la política fiscal es menos expansiva (o más contractiva) que la del año anterior.

Tabla 9. Indicadores fiscales del Gobierno Central
(porcentaje del PIB nominal)

Concepto	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Balance tradicional d/d	0.1	0.3	-0.9	-1.7	-0.7	0.5	0.5	0.1	-0.3	-0.6	-0.6	-0.6
Balance tradicional d/d ajust. por ciclo	0.2	0.2	-2.0	-1.3	0.0	0.5	0.3	0.4	-0.3	-0.7	-0.6	-0.7
Balance fiscal primario a/d	-1.6	-1.4	-2.2	-2.5	-1.2	0.1	0.3	0.0	-0.4	-0.7	-0.7	-0.4
Balance fiscal primario a/d ajust. por ciclo	-1.5	-1.5	-3.3	-2.1	-0.4	0.1	0.1	0.3	-0.4	-0.8	-0.7	-0.6
Componente cíclico	-0.1	0.1	1.1	-0.4	-0.7	0.0	0.2	-0.3	0.0	0.1	0.0	0.1
Posición fiscal	1.5	1.5	3.3	2.1	0.4	-0.1	-0.1	-0.3	0.4	0.8	0.7	0.6
Impulso fiscal		-0.1	1.8	-1.2	-1.6	-0.5	0.0	-0.2	0.8	0.3	-0.1	-0.2

Fuente : Elaboración propia con base en datos del BCN.

En los dos últimos años del período en estudio, la posición fiscal del GC fue menos expansiva que en años anteriores. Así, en 2016 y 2017, los impulsos fiscales fueron negativos, correspondientes a -0.1 y -0.2 por ciento del PIB, respectivamente, indicando posiciones fiscales menos expansivas con relación a los años 2015 y 2016, en el mismo orden. La expansión de la erogación total del GC en 2015 fue de 16.4 por ciento, y se desaceleró a 14.1 y 10.1 por ciento, en 2016 y 2017, respectivamente, debido al menor ritmo de crecimiento del gasto corriente en el primer año y por menor crecimiento del gasto corriente y de capital en el segundo año. De forma similar, en el año 2009, año de la crisis financiera, el impulso fiscal fue de -1.2 por ciento del PIB y se observó que la erogación total creció 4.6 por ciento, desde 18.4 por ciento en 2008.

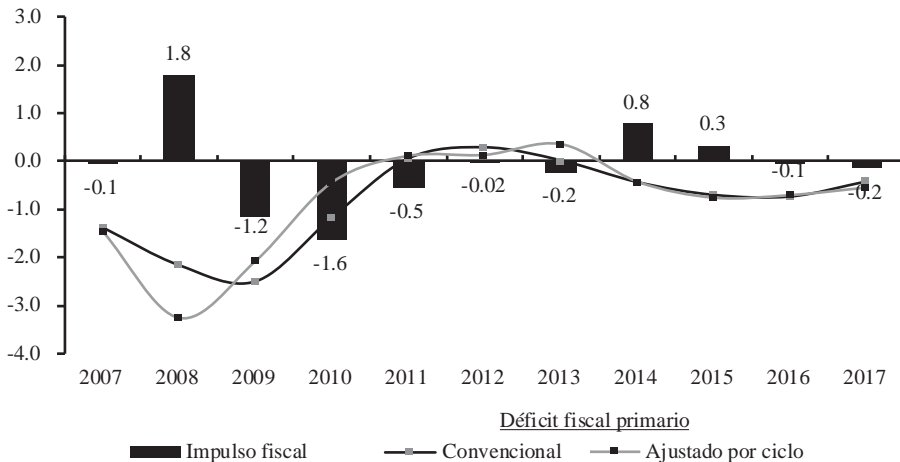
El Gráfico 4 muestra la orientación que ha tomado la política fiscal discrecional en el período estudiado, en el sentido de actuar a favor o en contra del ciclo económico. Así, en 2009, el impulso fiscal negativo de 1.2 por ciento del PIB indicaba un proceso de consolidación fiscal, y al mismo tiempo, el déficit primario convencional fue mayor al déficit ajustado por ciclo, lo que indicó un deterioro de las finanzas del GC causado por la menor recaudación por efecto de la crisis financiera. Estos elementos dan indicio de la política fiscal procíclica que ejecutó el GC en este año. El mismo comportamiento procíclico se observó en los años 2008, 2010 y 2013 a 2015. Por el contrario, se encontró que la política fiscal fue contracíclica en los años 2007, 2011, 2012, 2016 y 2017. En este último año en particular, se observó un impulso fiscal negativo, acompañado por un déficit primario convencional menor que el déficit primario ajustado por

el ciclo, lo que indicó una economía pasando por un buen momento y con proceso de consolidación fiscal, elementos característicos de una política contracíclica.

Finalmente, la orientación fiscal se observa también en el Gráfico 5, donde se muestran el impulso fiscal en el eje vertical versus la brecha del producto en el eje horizontal. Así, cuando el impulso fiscal y la brecha del producto tienen signos contrarios, la orientación de la política fiscal es contracíclica, mientras que es procíclica si tienen signos iguales.

Gráfico 4. Impulso fiscal, déficit primario convencional y primario ajustado por ciclo

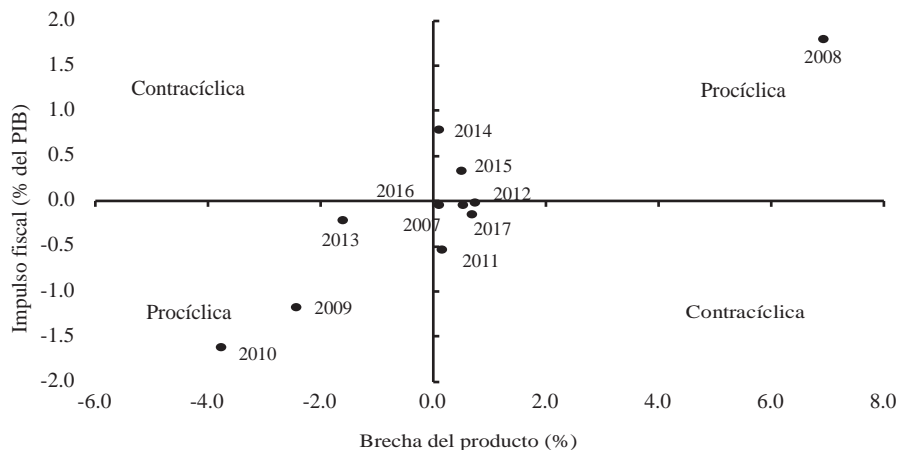
(porcentaje del PIB)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

Gráfico 5. Orientación de la política fiscal, impulso fiscal y brecha del producto

(porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del BCN.

5. Condiciones para adoptar el balance ajustado por ciclo como marco de política fiscal

A lo largo de esta investigación se ha enfatizado que el balance ajustado por ciclo constituye una herramienta para que las autoridades detecten acciones discrecionales de política y cambios derivados del ciclo económico. En particular, esta herramienta se puede utilizar para crear una regla fiscal que imponga límites al balance general del GC, mientras provee un marco para ejecutar política contracíclica en el corto plazo y mantener la sostenibilidad fiscal en el largo plazo.

A continuación, se mencionan algunos elementos relevantes, encontrados con frecuencia en la literatura macroeconómica. Una revisión detallada de estos puntos relevantes se puede encontrar en Ter-Minassian (2010), Villagómez (2012) y FMI (2018).

- Un marco institucional fiscal creíble y transparente, junto con un compromiso político para lograr una disciplina fiscal en el corto plazo, puede garantizar la sostenibilidad de la política fiscal en el largo plazo.

- La vinculación de la política fiscal con la política monetaria y cambiaria es un aspecto a considerar en el proceso de adopción de una regla de balance ajustado por ciclo. De acuerdo a Villagómez (2012), a medida que se fortalece el marco fiscal y otros elementos estructurales de la economía, es factible plantear una transición hacia la adopción de una regla fiscal de balance ajustado por el ciclo económico.
- Capacidad técnica de las autoridades para generar la información necesaria y estimar el balance ajustado por el ciclo. En particular, la estimación del producto potencial y de las elasticidades producto de cada una de las categorías de ingresos tributarios y no tributarios requiere el fortalecimiento de la base estadística del país y de las capacidades técnicas de los funcionarios, tanto del Banco Central de Nicaragua como del Ministerio de Hacienda y Crédito Público.
- No existe un tiempo definido como período de transición, antes de adoptar un contexto de balance ajustado por ciclo en la política fiscal. Lo anterior depende de los avances de cada país en el fortalecimiento de su marco institucional fiscal y de las condiciones de su entorno macroeconómico.
- No se recomienda adoptar de inmediato una regla fiscal basada en balance ajustado por ciclo. Se sugiere un período de transición que haga uso de este balance como información adicional y complementaria en el manejo de la política fiscal. Este período facilitaría la familiarización con el indicador y permitiría mejorar la metodología de estimación de las distintas variables involucradas.
- Las reglas fiscales surgen como alternativa para corregir sesgo deficitario que puede conducir a altos niveles de endeudamiento, así como para fortalecer la credibilidad en el manejo de la política macroeconómica. En este sentido la regla fiscal puede tomar la forma de una regla numérica, incluida en una Ley de la República o en un decreto presidencial. En el caso de Chile, por ejemplo, la regla fiscal adoptada en el año 2001 establecía un superávit de 1 por ciento del PIB para el GC y ha sido modificada en varias ocasiones como una forma de adecuarse a las nuevas circunstancias^{3/}.

3/ La adopción de una regla fiscal en Chile motivó una cantidad de reformas institucionales que ha permitido mejorar la base estadística para monitorear las operaciones del GC.

6. Conclusiones y recomendaciones

Esta investigación constituye una primera aproximación al estudio de una herramienta importante para el análisis de la política fiscal, la cual estima la posición fiscal del GC excluyendo los efectos del ciclo económico. Esta herramienta indica cuál sería el resultado financiero del GC, si la economía se encontrara en su nivel de producto potencial.

La variable clave de seguimiento fue el balance fiscal primario, el cual excluye el pago de intereses por la deuda interna y externa del GC. Se utilizaron series trimestrales de ingresos tributarios y no tributarios, desestacionalizadas y a precios corrientes. Las variables relevantes de cálculo fueron el PIB potencial estimado mediante un filtro HP y elasticidades de corto y largo plazo estimadas de forma desagregada con un modelo de corrección de errores.

Se estimaron los componentes cíclicos de cada una de las series de ingresos tributarios y de la serie de ingresos no tributarios del GC. Además, se estimó el balance primario ajustado por ciclo y se comparó con el balance primario tradicional, ambos en porcentajes del PIB nominal. Se abordó la orientación de la política fiscal con base en indicadores de posición e impulso fiscal. Finalmente, se brindaron algunas recomendaciones sobre la adopción de reglas fiscales basadas en el balance fiscal ajustado por ciclo económico.

En esta investigación se encontró una brecha del producto positiva en varios años de la muestra, lo que de acuerdo a la teoría económica podría causar presiones inflacionarias. No obstante, la brecha se ha ubicado muy cercana a cero, especialmente en años recientes, por lo que la diferencia entre el producto observado y el producto potencial es mínima y no ha generado presiones inflacionarias importantes, permitiendo que la inflación promedio se mantenga baja y estable. En cambio, en el año 2008, la brecha alcanzó 6.9 por ciento, coincidiendo con una inflación promedio de 19.83 por ciento, la más alta durante el período 2002 a 2017.

Con relación al cálculo del balance ajustado por ciclo, se desagregó el balance fiscal primario en un componente ajustado por ciclo y en un componente cíclico. En varios años, como en 2012 y 2017, cuando la economía operó por encima del PIB potencial, la fortaleza de la economía mejoró coyunturalmente las cifras fiscales del GC, al registrar componentes cíclicos que ascendieron a 403.6 y 546.5 millones de córdobas, respectivamente. En otros años, como 2009 y 2010, cuando la economía operó por debajo del PIB potencial, el déficit primario observado fue mayor que el déficit primario ajustado por ciclo.

En los últimos once años, entre 2007 a 2017, y con base en la brecha del producto y el impulso fiscal, se encontró que el GC ha ejecutado política contracíclica en 5 años, pero también ha impulsado política procíclica durante 6 años. En este sentido, la adopción de reglas fiscales, particularmente basadas en ajuste por ciclo económico, proporcionan un marco fiscal adecuado para la ejecución de política contracíclica.

Aún se deben profundizar y mejorar los resultados preliminares encontrados en este estudio. En particular, se debe mejorar la estimación del PIB potencial a fin de contar con una variable robusta que no esté sujeta a revisiones frecuentes. Se podrían aplicar otros métodos para la estimación de elasticidades, a fin de validar o mejorar las encontradas en este estudio, utilizando por ejemplo, un vector de corrección de errores con enfoque de cointegración de Johansen, o por medio de una estimación de mínimos cuadrados en dos etapas.

En una futura línea de investigación se podría utilizar un enfoque de balance estructural, al ajustar no solamente por el ciclo económico, sino también por factores como precios de commodities, precios de activos, términos de intercambio, composición del producto y eventos excepcionales según corresponda. Esto resultaría en un balance primario con enfoque de balance estructural, que también podría aportar luces adicionales sobre la posición y orientación de la política fiscal.

7. Referencias bibliográficas

Akaike, H. (1983). Information measures and model selection. *International Statistical Institute*, 44, 277-291.

Akaike, H. (1987). Factor Analysis and Akaike Information Criterion (AIC). *Psychometrika*, 52(3), 317-332.

Asamblea Nacional. (2017). *Marco Jurídico Tributario de Nicaragua*. Normas Jurídicas de Nicaragua, Asamblea Nacional. Obtenido de <http://legislacion.asamblea.gob.ni/Normaweb.nsf/xpMainDIL.xsp>

Banco Central de Nicaragua. (2017). *Impuestos del Gobierno Central*. Dirección de Cuentas Nacionales. Banco Central de Nicaragua. Obtenido de https://www.bcn.gob.ni/estadisticas/finanzas_publicas/finanzas/index.php.

Banco Central de Nicaragua. (2017). *Producto Interno Bruto referencia 2006*. Dirección de Cuentas Nacionales. Banco Central de Nicaragua. Obtenido de https://www.bcn.gob.ni/estadisticas/cuentas_nacionales/trimestrales/index.php.

Baxter, M., & King, R. (1999). Measuring business cycles: approximate band-pass Filters for economic time series. *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 575-593.

Beveridge, S., & Nelson, C. (1981). A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 7(2), 151-174.

Bornhorst, F., Dobrescu, G., Fedelino, A., Gottschalk, J. y Nakata, T. (2011). *When and How to adjust beyond the Business Cycle?. A Guide to Structural Fiscal Balances*. Technical Notes and Manuals. International Monetary Fund.

- Christiano, L., & Fitzgerald, T. (2003). The Band Pass Filter. *International Economic Review*, 44(2), 435-465.
- Da Costa, M. y Juan-Ramón, H. (2011). *Programación Financiera. Fundamentos teóricos y aplicación práctica al caso de Costa Rica*. Banco Interamericano de Desarrollo y Fondo Monetario Internacional. Febrero.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057-1072
- Fedelino, A., Ivanova, A., & Horton, M. (2009). *Computing Cyclically Adjusted Balances and Automatic Stabilizers*. IMF Technical Notes and Manuals. Washington, DC: International Monetary Fund. 15 pp.
- Granda, A., Liendo, C., & Rojas C. (2012). *El indicador de balance estructural: una herramienta analítica de la política fiscal*. Lima: Ministerio de Economía y Finanzas, DGPM. 65 pp.
- Hagemann, R. (1999). *The Structural Budget Balance. The IMF's Methodology*. IMF Working Paper No. 99/95. Washington, DC: International Monetary Fund. 14 PP.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E.C. (1980). *Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation*. Pittsburgh: Carnegie-Mellon University. Discussion Papers No. 451. Northwestern University.
- International Monetary Fund, IMF (2006). *IMF Country Report N° 06/328*, South Africa, September.
- International Monetary Fund, IMF (2018). *Fiscal Policy, How to Select Fiscal Rules. A Primer*. Fiscal Affairs Department. March.

- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.
- Kalman, R. E. (1960). A new approach to linear filtering and prediction theory. *Transactions of the ASME. Journal of Basic Engineering*, 82(D), 35-45.
- Machado, R. & Zuloeta, J. (2012). *The impact of the business cycle on elasticities of tax revenue in Latin America*. Working Paper Series No. 340. Washington, DC: Inter-American Development Bank. 45 pp.
- Maddala, G. S., & Kim, I. M. (1998). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Maddala, G. S., & Lahiri, K. (2009). *Introduction to Econometrics* (4th Ed.). West Sussex: John Wiley & Sons Ltd.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Sánchez, P. A. (2008). Cambios estructurales en series de tiempo: una revisión del estado del arte. *Revista Ingenierías Universidad de Medellín*, 7(12), 115-140.
- Ter-Minassian, T. (2010). *Preconditions for a successful introduction of Structural fiscal balance-based rules in Latin America and the Caribbean: a framework paper*. Discussion Paper Series No. 157. Washington, DC: Inter-American Development Bank. 54 pp.

Villagómez, F.A. (2012). *Estudio sobre el desarrollo económico y perspectivas para Centroamérica y República Dominicana: metodología para el cálculo del desempeño fiscal con corrección cíclica*. Santiago de Chile: CEPAL, Serie Estudios y Perspectivas N° 138.

Wooldridge, J. (2015). *Introducción a la Econometría. Un Enfoque Moderno*. Quinta Edición. Cengage Learning.

8. Anexos

Tabla A1. PIB trimestral, PB desestacionalizado y PIB potencial
(millones de córdobas)

Trimestre	PIB observado	PIB desestacionalizado	PIB potencial
I-02	17,494.2	17,336.2	15,738.7
II-02	17,237.5	17,880.9	16,443.4
III-02	17,661.9	17,993.7	17,149.1
IV-02	19,450.6	18,596.1	17,857.7
I-03	19,170.0	18,999.5	18,571.7
II-03	17,790.8	18,454.4	19,293.8
III-03	19,812.1	20,181.5	20,027.3
IV-03	20,809.0	19,896.7	20,774.8
I-04	21,341.5	21,164.9	21,539.0
II-04	20,640.1	21,383.6	22,322.2
III-04	21,382.2	21,791.7	23,126.1
IV-04	25,734.1	24,608.9	23,952.2
I-05	25,024.4	24,851.0	24,801.1
II-05	23,763.9	24,567.4	25,673.6
III-05	24,650.4	25,105.8	26,570.6
IV-05	28,642.7	27,436.6	27,492.6
I-06	28,475.1	28,341.7	28,438.8
II-06	28,613.4	29,495.4	29,408.6
III-06	29,674.8	30,159.4	30,401.2
IV-06	32,074.5	30,799.0	31,415.9
I-07	32,223.8	32,159.9	32,452.0
II-07	32,994.4	33,923.9	33,508.1
III-07	34,053.3	34,523.6	34,582.9
IV-07	37,678.6	36,256.4	35,675.2
I-08	38,439.0	38,466.5	36,783.8
II-08	41,073.7	42,157.7	37,908.0
III-08	42,587.7	43,058.6	39,048.0
IV-08	42,502.0	40,946.4	40,206.6
I-09	40,651.6	40,765.7	41,389.3
II-09	40,796.3	41,856.0	42,601.9
III-09	42,563.5	42,965.9	43,849.9
IV-09	44,779.9	43,153.5	45,138.2
I-10	44,415.5	44,590.5	46,471.4
II-10	43,816.4	44,938.8	47,852.6
III-10	47,038.9	47,444.0	49,284.0
IV-10	51,781.8	49,914.5	50,765.6

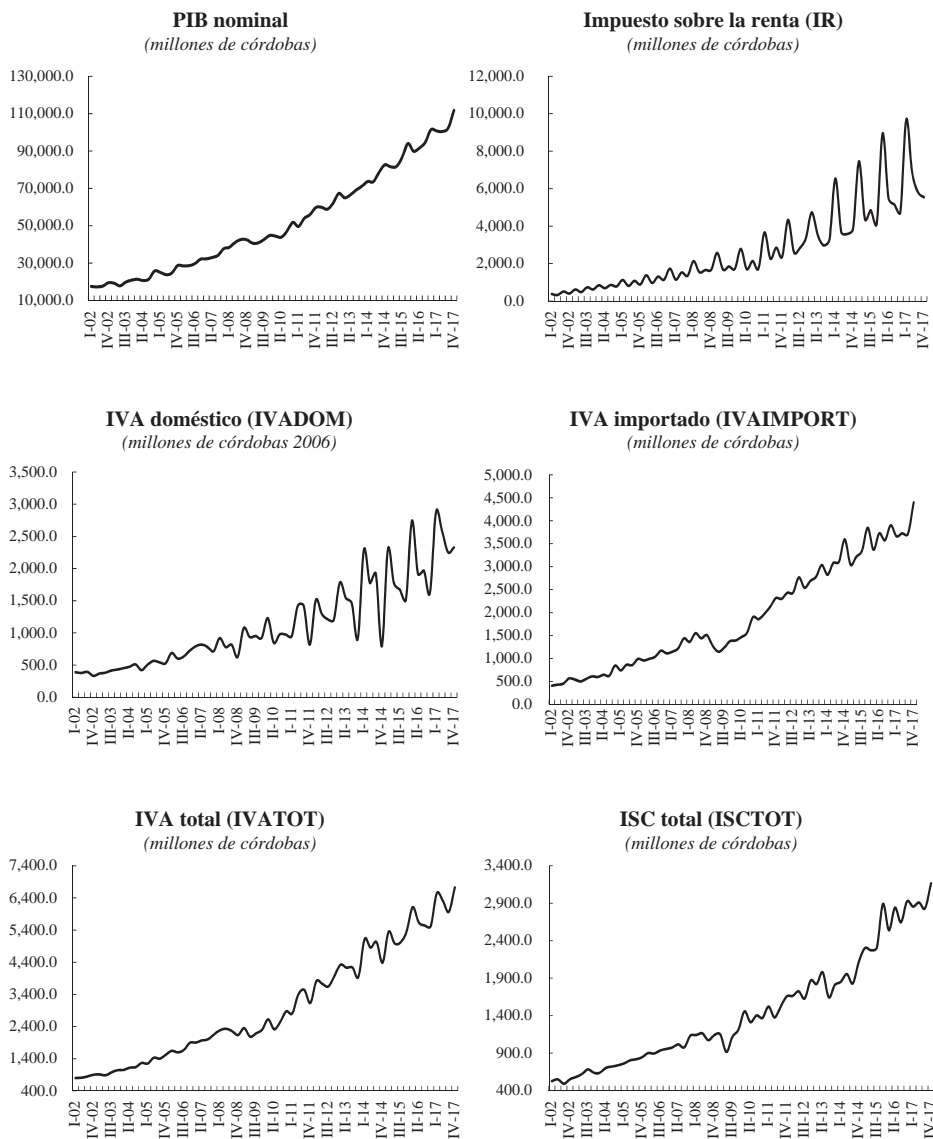
.../..

Tabla A1. PIB trimestral observado, PB desestacionalizado y PIB potencial
(millones de córdobas)

Trimestre	<i>Continuación</i>		
	PIB observado	PIB desestacionalizado	PIB potencial
I-11	49,593.1	49,836.6	52,296.6
II-11	53,952.2	55,300.2	53,875.4
III-11	55,932.1	56,380.6	55,499.2
IV-11	59,704.8	57,585.8	57,165.7
I-12	59,878.0	60,172.4	58,873.4
II-12	58,824.8	60,293.8	60,621.0
III-12	61,997.1	62,469.2	62,408.0
IV-12	67,294.0	64,941.8	64,233.8
I-13	64,932.1	65,248.0	66,097.6
II-13	66,457.0	68,103.1	67,999.2
III-13	69,063.4	69,560.7	69,938.0
IV-13	71,077.3	68,635.5	71,913.2
I-14	73,640.5	73,990.6	73,923.9
II-14	73,548.0	75,374.5	75,967.1
III-14	78,623.3	79,185.6	78,040.0
IV-14	82,591.4	79,723.6	80,139.2
I-15	81,529.0	81,930.6	82,262.1
II-15	81,691.2	83,723.9	84,405.9
III-15	86,559.7	87,231.5	86,567.7
IV-15	93,957.9	90,634.9	88,743.8
I-16	89,830.8	90,272.6	90,931.2
II-16	91,590.6	93,843.4	93,128.2
III-16	94,560.1	95,374.0	95,332.3
IV-16	101,367.6	97,763.6	97,541.8
I-17	100,702.3	101,160.7	99,754.8
II-17	100,421.0	102,865.4	101,969.7
III-17	102,280.1	103,223.5	104,185.6
IV-17	111,723.5	107,739.9	106,402.4

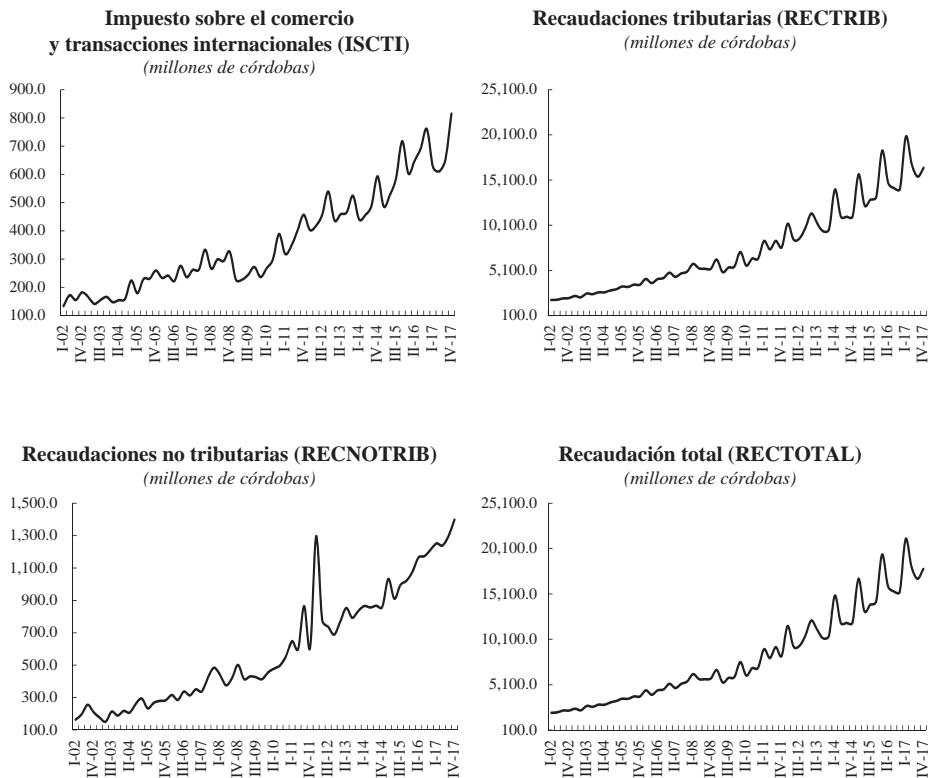
Fuente : Elaboración propia con base en datos del BCN 2002-2017.

Gráficos A2. PIB y series de ingresos tributarios, series corrientes



Fuente: Elaboración propia con base a datos del BCN 2002-2017.

Gráficos A2. PIB y series de ingresos tributarios, series corrientes



Fuente: Elaboración propia con base a datos del BCN 2002-2017.

Un análisis de sensibilidad macroeconómica para Nicaragua: Un enfoque bayesiano

William Mendieta Alvarado^{1/}

Resumen

Este documento presenta una cuantificación de la sensibilidad del crecimiento económico y de la tasa de inflación de Nicaragua, debido a choques internos y externos. Este análisis de vulnerabilidad utiliza las estimaciones de un modelo BVAR, y los choques son analizados y cuantificados mediante funciones impulso-respuesta, descomposiciones de varianzas y descomposiciones históricas. El análisis sugiere que tanto el crecimiento como la inflación son muy sensibles a la incidencia de factores externos. Políticas económicas dirigidas hacia el aumento de la productividad, la efectividad de la política fiscal y la implementación de una política monetaria más activa, ayudarían a reducir estas vulnerabilidades en el corto y mediano plazo.

Palabras claves: BVAR, Crecimiento, Inflación, Política Monetaria, Política Fiscal.

Código JEL: C3, O47, E31, E52, E62.

1/ El autor es Investigador Principal II del Banco Central de Nicaragua. Para comentarios comunicarse al correo: wmendieta@bcn.gob.ni. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de su autor y no representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

En el período 2010-2016 el desempeño macroeconómico de Nicaragua fue uno de los más destacados de la región centroamericana. El crecimiento económico promedio de Nicaragua alcanzó 5.2 por ciento (3.0 % en los 7 años anteriores), con un crecimiento del PIB per-cápita de 5.7 por ciento. Además, la tasa de inflación se mantuvo en línea con sus fundamentales de mediano plazo, situándose en promedio en 6.0 por ciento y, además, exhibiendo una menor volatilidad (2.3 % en 2010-2016 versus 5.1 % 2003-2009).

¿Qué se ha hecho en estos últimos años para alcanzar estos resultados macroeconómicos evidentemente positivos? ¿Se han implementado políticas domésticas prudentes y efectivas? y/o ¿estos resultados son una consecuencia de la recuperación de la economía mundial y de los precios de las materias primas? Cualitativamente se podría argumentar que estos resultados tienen su origen en ambos factores: tanto los choques domésticos como externos favorecieron al país en un mayor crecimiento económico y una menor tasa de inflación. Sin embargo, para el análisis de la efectividad de las políticas económicas domésticas esto es insuficiente. ¿Qué factores son cuantitativamente más importantes para el crecimiento económico y para la dinámica inflacionaria del país? ¿Son las políticas domésticas (como el gasto del gobierno y la política de tipo de cambio) cuantitativamente significativas para aportar (respectivamente) al crecimiento económico y al control de la inflación?

Este documento contribuye a la discusión empírica de Nicaragua a través de la cuantificación de la relevancia de los choques internos y externos para las dinámicas del crecimiento económico y de la inflación. Para ello, se utiliza un modelo de Vectores Autorregresivos estimado bajo el enfoque bayesiano (BVAR). El modelo descansa sobre las investigaciones de Gámez (2006), Abrego y Osterholm (2010) y Villani (2009).

Gámez (2006) utiliza un VAR, estimado bajo el enfoque frecuentista, para cuantificar las contribuciones relativas a las dinámicas del crecimiento, la balanza comercial y las reservas internacionales. En su análisis modela

choques de oferta, de demanda, nominales y externos. Estas contribuciones son inferidas a partir de un análisis de descomposición de varianzas. Uno de los principales resultados en Gámez (2006) es que la dinámica del crecimiento económico se explica en gran medida a través de choques de oferta y términos de intercambio, mientras que los choques de demanda agregada tienen poca repercusión sobre el crecimiento de corto plazo del PIB. Particularmente, los choques de oferta explican aproximadamente el 65 por ciento de la dinámica del crecimiento en un mes, y 41.1 por ciento luego de 15 meses. Por su parte, los choques externos no son significativos en el corto plazo, y solo explican el 0.2 por ciento en el primer mes. No obstante, luego de 15 meses los términos de intercambio explican casi la mitad de la varianza del crecimiento económico (49 %).

Este documento busca extender esta evidencia en dos dimensiones. En primer lugar, el modelo es estimado mediante técnicas bayesianas. Diversos estudios, entre ellos Koop y Korobilis (2010), Banbura et al. (2010), sugieren que el enfoque bayesiano permite mitigar los efectos de la maldición de la dimensionalidad, a la cual están sujetas los modelos VAR. Según Litterman (1986), modelos de pequeña escala son susceptibles a la sobre-parametrización, la cual lleva a una estimación inconsistente de los parámetros del modelo. Esto, en última instancia, afecta el desempeño del modelo en términos de análisis y calidad de los pronósticos. En segundo lugar, el estudio de Gámez (2006) se complementa con el análisis de las funciones impulso respuesta, para tener una perspectiva de las dinámicas que generan los diversos choques externos e internos. Además, se realizan descomposiciones históricas para cuantificar las contribuciones a las tasas de crecimiento y la tasa de inflación. Esto, además de complementar la descomposición de varianzas, provee al Banco Central de Nicaragua (BCN) una herramienta de cuantificación para las dinámicas de crecimiento e inflación.

Además, el documento de Abrego y Osterholm (2010) es utilizado como guía para la selección de las variables del modelo. En su trabajo estiman un BVAR con ocho variables, utilizando la metodología de Villani (2009) para la imposición de *priors* de estado estacionario. Los *priors* de estado estacionario ayudarían a mejorar el desempeño del modelo en horizontes

de análisis más lejanos. Abrego y Osterholm (2010) estudian el caso de Colombia y analizan la incidencia de factores externos sobre el crecimiento económico. Además, en su estudio modelan explícitamente factores domésticos como la política fiscal y la política monetaria. Su modelo también trata de capturar cambios en el clima de inversión en Colombia, el cual podría incidir en las decisiones de política económica. En su estudio, encuentran evidencia de que la demanda externa y el gasto del gobierno son los factores más importantes para explicar la dinámica de crecimiento económico. Además, ellos realizan proyecciones del crecimiento económico condicionales a una desaceleración del crecimiento mundial. El resultado de este ejercicio sugeriría que el PIB de Colombia es más sensible a las dinámicas de crecimiento del mundo en relación a otros países de América Latina.

Este documento presenta un modelo que considera explícitamente factores internos y externos, que empírica e intuitivamente tienen una incidencia importante en el comportamiento del crecimiento y de la inflación. Las estimaciones realizadas sugieren que para el caso del crecimiento, los factores domésticos son los más importantes para explicar su dinámica de corto plazo. Sin embargo, en la medida que el horizonte de análisis se extiende, los factores externos explican más de la mitad del crecimiento económico del país. Para el caso de la inflación, el control que tiene el BCN sobre la misma es más limitado, porque en menos de un año los factores externos pueden incidir de forma significativa sobre la evolución de la inflación. El análisis sugiere que tanto el crecimiento como la inflación son sensibles a factores que no son controlados por los diseñadores de políticas. La elevada sensibilidad de ambas variables a los factores externos podría verse aumentada por la baja efectividad de la política fiscal y de la política monetaria. Por tal motivo, debido a que los ciclos económicos de Nicaragua están determinados por los ciclos externos, se deben realizar esfuerzos para potenciar el rol de ambos tipos de política, de modo que contribuyan a suavizar los ciclos económicos de la economía Nicaragüense.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera: La sección 2 explica el método utilizado. En esta se extiende la racionalidad de utilizar técnicas bayesianas y se describe el modelo VAR bayesiano de

estado estacionario propuesto en Villani (2009). La sección 3 presenta la especificación del modelo, justificando la incorporación de cada uno de los choques analizados, así como el análisis realizado para la definición de la información *prior*. Además se presenta la metodología para la identificación de los choques estructurales. La sección 4 presenta el análisis de sensibilidad macroeconómica para el caso de Nicaragua, el cual se realiza mediante funciones impulso-respuesta, descomposiciones de varianzas y descomposiciones históricas del crecimiento y de la inflación. La sección 5 plantea un análisis de robustez de los resultados obtenidos en la anterior. Finalmente, en la sección 6 se presentan las principales conclusiones y recomendaciones de políticas.

2. Método

2.1. Racionalidad de la estimación bayesiana

Los modelos VAR son herramientas muy útiles y flexibles para modelar el comportamiento de series de tiempo macroeconómicas. Sin embargo, diversos académicos como De Mol et al. (2008), Koop y Korobilis (2010), DelNegro, M. y Schorfheide, F. (2011), Banbura et al. (2010), Giannone et al. (2015), entre otros, sugieren que en su flexibilidad radica su mayor debilidad. Los modelos VAR son susceptibles a la maldición de la dimensionalidad, lo que limita el análisis del investigador a un *set* reducido de variables.

El enfoque bayesiano ha permitido el uso de modelos de mayor escala, los cuales son más ricos en términos de las dinámicas e interrelaciones que se pueden capturar acerca de la economía. Así, mediante la especificación de una distribución anterior para los parámetros del modelo, y mediante su combinación con la información provista por los datos, el análisis bayesiano permitiría rehuir del problema de sobre-parametrización de los modelos VAR.

Usando una notación como en Villani (2009), un VAR puede ser escrito en su forma reducida como:

$$\Pi(L)x_t = \varphi d_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

donde $\Pi(L) = I_p - \Pi_1 L - \dots - \Pi_k L^k$, L es el operador de rezagos, $\varepsilon_t \sim N_p(0, \Sigma)$ y es independiente entre períodos de tiempo, x_t es una serie de tiempo p -dimensional y d_t es una matriz q -dimensional de variables exógenas.

El análisis bayesiano requiere de una distribución conjunta para todos los parámetros del modelo, estos son $\Pi_1, \dots, \Pi_k, \Sigma$ y φ . Dado esto, la estimación del BVAR tiene tres aspectos importantes: la distribución *prior* sobre los parámetros, lo que se define como todas las creencias e información que tiene el investigador previo a la observación de los datos; la función de verosimilitud, que corresponde a toda la información contenida en los datos y, finalmente, la distribución posterior, la cual es una combinación, a través del teorema de Bayes, de las primeras dos.

La información *prior* es de gran importancia para el análisis, porque mientras ésta sea informativa, el BVAR tiene un mejor desempeño que el VAR estimado bajo un enfoque frecuentista. Mientras menos informativa sea esta distribución, los pronósticos del BVAR convergerían a aquellos realizados bajo un enfoque frecuentista.

En este sentido, Villani (2009) argumenta que las proyecciones de VAR estacionarios convergen a la media incondicional del proceso, esto es, $\mu_t = \Pi^{-1}(L)\varphi d_t$. Entonces μ_t es de gran importancia para el análisis bayesiano porque usualmente hay una gran cantidad de información acerca de él, y el añadir información *prior* de μ_t a la estimación puede mejorar de forma significativa el desempeño del modelo, especialmente para horizontes más largos. El no incorporar esta información al modelo implica que el estado estacionario va a estar determinado por los datos, por lo que los pronósticos de largo plazo pueden diferir de forma significativa de la opinión previa del investigador.

2.2. Un enfoque de estado estacionario para la distribución *prior*

Villani (2009) argumenta que μ_t es una compleja función no lineal de $\Pi(L)$ y ϕ . Él sugiere que una especificación alternativa para el VAR es

$$\Pi(L)(x_t - \Psi d_t) = \varepsilon_t \quad (2)$$

La ecuación 2 es la representación del VAR de estado estacionario, también conocido como VAR ajustado por la media. Los parámetros de este modelo son altamente no lineales, sin embargo la media incondicional del proceso está directamente especificada por Ψd_t . Específicamente, al tomar expectativas y reordenar los términos en la ecuación 2, uno obtiene el estado estacionario de las variables endógenas, esto es $E(x_t) = \Psi d_t = \mu$, donde μ es un vector de constantes. Por lo tanto, Villani (2009) sugiere que si el investigador tiene información acerca del comportamiento de largo plazo de las variables endógenas, este conocimiento puede ser incorporado en el modelo a través de la *prior* de μ .

Adicionalmente, la inferencia bayesiana sobre la ecuación 2 requiere la especificación de tres bloques de distribuciones *prior*, a saber: Σ , $\Pi = (\Pi_1, \dots, \Pi_k)'$ y Ψ . Siguiendo a Villani (2009) una distribución impropia es fijada para Σ (ver ecuación 3). También, la *prior* para Π es fijada como una distribución normal multivariada (ver ecuación 4), donde θ_Π y Ω_Π son determinadas como en la *prior* de Minnesota.

$$p(\Sigma) \propto |\Sigma|^{-(p+1)/2} \quad (3)$$

$$\text{vec}(\Pi) \sim N(\theta_\Pi, \Omega_\Pi) \quad (4)$$

Tomando en cuenta que no tiene sentido el estimar un VAR de estado estacionario cuando no existe información para μ_t , la *prior* para Ψ debe ser como mínimo moderadamente informativa. Dieppe et al. (2016) sugieren especificar un intervalo de probabilidad subjetivo para los valores *prior*, en donde la media y la varianza son calculados de forma retrospectiva desde este intervalo.

3. Especificación del modelo

En este documento se sigue a Abrego y Osterholm (2010) como guía para la especificación del modelo. En primer lugar, se elige un conjunto de variables que conforman el bloque externo de la economía. Entre estas variables se encuentran el crecimiento de EEUU (y^*), la tasa de los Bonos del Tesoro a 3 meses (i^*), precios del petróleo (p^o) y los precios de alimentos (p^a). Asimismo, el modelo incluye un set de variables domésticas, a saber: la tasa pasiva doméstica (i) el gasto del gobierno (g), el crecimiento de Nicaragua medido a través del IMAE (y), las reservas internacionales (rin) y la inflación (inf). Así, siguiendo la notación de la ecuación 2, $x_t = (y_t^*, i_t^*, p_t^o, p_t^a, i_t, g_t, y_t, rin_t, inf_t)'$. La selección de las variables es sustentada por la estimación de correlaciones cruzadas del crecimiento y la inflación respecto a las variables antes mencionadas. En los Gráficos A1 y A2 del anexo se observa que adelantos y rezagos de las variables seleccionadas están correlacionadas de forma significativa con el crecimiento y la inflación.

El modelo BVAR permitiría analizar un amplio conjunto de choques macroeconómicos, los cuales son clave en la dinámica del crecimiento y de la inflación. Específicamente, por el lado del bloque de variables externas se modelan choques a la demanda externa ($\varepsilon_{y^*,t}$), choques a la tasa de interés internacional ($\varepsilon_{i^*,t}$), choques de precios del petróleo ($\varepsilon_{p^o,t}$) y choques de precios de alimentos ($\varepsilon_{p^a,t}$). Por el lado de las variables domésticas, se modelan cambios en la tasa de interés ($\varepsilon_{i,t}$), choques de gasto de gobierno ($\varepsilon_{g,t}$), choques a la producción doméstica ($\varepsilon_{y,t}$), choques nominales canalizados a través de las reservas internacionales ($\varepsilon_{rin,t}$) y choques de precios domésticos ($\varepsilon_{inf,t}$).

En particular, el choque $\varepsilon_{y^*,t}$ es de gran relevancia para Nicaragua, dada la alta sincronización entre el ciclo económico de EEUU y Nicaragua. Existen diversas razones por las cuales hay una estrecha relación entre ambos. Por ejemplo, EEUU es el principal socio comercial de Nicaragua, es el principal origen de las remesas, el córdoba se devaluó a un ritmo constante respecto al dólar y, esta moneda es utilizada de manera amplia como reserva de valor y unidad de cuenta en Nicaragua.

Adicionalmente, $\varepsilon_{i^*,t}$ permite capturar cambios en la política monetaria de EEUU, los cuales afectan los costos de fondeo de los bancos y, en última instancia, generarían un endurecimiento de las condiciones financieras domésticas. Esto puede llevar a una caída en la inversión. Adicionalmente, puede generar una caída aún mayor en el crecimiento por la naturaleza del régimen cambiario, pues no existiría una compensación por el lado del sector externo (debido a una mayor depreciación del tipo de cambio). Dado esto, y el hecho que EEUU inició un proceso gradual de normalización de su política monetaria, es importante para las autoridades del BCN el conocer y analizar las consecuencias de esta política externa.

Para el caso de $\varepsilon_{po,t}$, Nicaragua es altamente sensible a choques de precio de petróleo porque su estructura productiva depende de las importaciones de esta materia prima. Por ejemplo, casi la mitad de la energía que se produce en Nicaragua proviene de combustibles fósiles. En este sentido, los esfuerzos del gobierno por transformar la matriz energética han sido cruciales para reducir la dependencia en este *commodity*. Por el lado de $\varepsilon_{pa,t}$, permite choques que afectan la oferta interna de alimentos. Los precios de alimentos es uno de los principales factores que contribuyen a la tasa de inflación en Nicaragua.

Por su parte, el choque $\varepsilon_{i,t}$, recoge condiciones financieras en Nicaragua. El sistema financiero juega un rol crucial en el desempeño de la economía doméstica, y las tasas de interés reflejan los cambios en los costos de fondeo para firmas y empresas. Asimismo, $\varepsilon_{g,t}$ permite modelar cambios en la política fiscal. Esto es muy importante ya que Nicaragua tiene un *crawling peg* como arreglo cambiario. Debido a esto, según el modelo de Mundell-Fleming, la política monetaria no es efectiva para mitigar fluctuaciones bruscas en el ciclo económico, por lo que este rol debe de ser desempeñado por la política fiscal.

Por su parte, $\varepsilon_{y,t}$ modela los cambios en la estructura de costos marginales de las empresas domésticas dentro de Nicaragua, por ejemplo, choques de naturaleza climática, cambios en políticas salariales, choques de productividad, entre otros. Para el caso de $\varepsilon_{rin,t}$, los choques nominales son comprendidos como los principales determinantes de las fluctuaciones

en el tipo de cambio. Debido a que Nicaragua tiene un tipo de cambio con deslizamiento respecto al dólar, los choques nominales repercuten de forma directa sobre la acumulación de reservas internacionales del BCN. Finalmente, $\varepsilon_{inf,t}$ recoge choques de precios domésticos.

3.1. Especificación de la información *prior*

Con respecto a la fijación de la distribución *prior* para los valores de largo plazo de las variables antes mencionadas, μ es fijado como un intervalo de confianza al 95 por ciento para las series de tiempo en x_t . Estos intervalos de confianza se construyen de forma subjetiva como en Dieppe et al. (2016), no obstante, también toman en consideración evidencia empírica previa y el comportamiento de los datos.

Particularmente, la información *prior* para el crecimiento de EEUU se utilizan estimaciones de la Reserva Federal de St. Louis. Así, el límite inferior y superior del intervalo de confianza son fijados de modo que repliquen estimaciones mínimas y máximas del PIB potencial para el período 2017-2019. Para la tasa de Bonos del Tesoro a 3 meses se asume que la Reserva Federal aumentará su tasa de política en 150 puntos básicos, lo cual es consistente con una media *prior* de 2.01 por ciento. Los precios del petróleo se asumen como altamente inciertos, por lo que se impone una mayor varianza a este intervalo de confianza (3.83%). Sin embargo, la información *prior* sugiere que en el mediano plazo los precios del petróleo aumentarán. Para el caso de los precios de los alimentos, se espera que estos también aumenten, aproximadamente 1.5 por ciento.

En cuanto a las variables domésticas, por simplicidad, se supone un traspaso completo de las variaciones de la tasa de interés internacional sobre la tasa doméstica. Esto implica que en el horizonte estipulado las tasas de interés domésticas aumentarían en 150 puntos básicos. El intervalo de confianza para el crecimiento se fija entre 4.3 y 4.7 por ciento, con una desviación estándar de 0.10 por ciento. Este intervalo de confianza se construye alrededor de las estimaciones del PIB potencial de Nicaragua. En este sentido, la media *prior* proviene de la fuerte correlación contemporánea

entre el IMAE y el PIB de Nicaragua^{2/} y de estimaciones del PIB potencial realizadas en Urbina (2015). La desviación estándar se fija relativamente baja debido a la similitud de estas estimaciones respecto a las realizadas por el Banco Central de Nicaragua y el Fondo Monetario Internacional.

Para el caso de la inflación de mediano plazo, está en línea con sus determinantes de mediano plazo, que son la tasa de devaluación (5%) y el objetivo de inflación de EEUU (2 %). El límite inferior es fijado en 5.0 por ciento y el límite superior en 9.0, lo que implícitamente sugiere una media *prior* de 7.0 por ciento y una desviación estándar de 1.02. Finalmente, para el caso de las reservas internacionales se fija un intervalo de confianza [5%, 6.7%], el cual es fijado en consonancia con las proyecciones de mediano plazo del Programa Monetario 2017 del Banco Central de Nicaragua, el cual fue revisado en abril 2017. Las proyecciones del Programa Monetario sugieren un crecimiento de mediano plazo para las reservas internacionales de 6.1 por ciento, lo que implica una desviación estándar de 0.56. Finalmente, para el caso del gasto del gobierno el intervalo de confianza se fija de forma que su media sea igual a la media histórica. En la Tabla 1 se presentan a manera de resumen las *priors* impuestas a μ .

Finalmente, todos los datos se obtienen de la página web del Banco Central de Nicaragua, la Reserva Federal de St. Louis, el Fondo Monetario Internacional y *Macroeconomic Advisors* (ver Tabla A.1).

2/ Esta correlación se estima que es aproximadamente de 0.8, estadísticamente significativa.

Tabla 1: Priors de estado estacionario

Variables	Límite inferior	Media (prior)	Límite Superior	Desviación estándar
y_t^*	1.58%	1.66%	1.76%	0.05%
i_t^*	1.76%	2.01%	2.26%	0.13%
p_t^o	2.50%	5.00%	12.50%	3.83%
p_t^a	0.00%	1.50%	3.00%	0.77%
i_t	12.40%	12.65%	12.90%	0.13%
g_t	11.64%	12.74%	13.83%	0.56%
\mathcal{Y}_t	4.30%	4.50%	4.70%	0.10%
rin_t	5.00%	6.10%	6.70%	0.56%
inf_t	5.00%	7.00%	9.00%	1.02%

Fuente: Elaboración propia.

3.2. Identificación de choques estructurales

Para analizar los determinantes del crecimiento económico y la inflación de Nicaragua es necesario imponer algunas restricciones sobre el BVAR para identificar los choques estructurales del modelo. Esto es porque el vector de errores de pronósticos ε_t es una combinación lineal de los choques estructurales de la economía, tales como $\varepsilon_{y^*,t}$ y $\varepsilon_{g,t}$. Para ello, la ecuación 2, la cual es el BVAR en su forma reducida, debe de ser reescrito en su forma estructural, esto es:

$$\Pi_0 x_t = \Pi_0 \Psi d_t - (\Pi_1(x_{t-1} - \Psi d_{t-1}) + \dots + \Pi_p(x_{t-p} - \Psi d_{t-p})) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Π_0 es la matriz de efectos contemporáneos de la variable i sobre sí misma y las demás variables que integran el BVAR. Al pre-multiplicar cada lado de la ecuación 5 por la matriz inversa Π_0^{-1} se obtiene que:

$$x_t = \Psi d_t - \Pi_0^{-1}(\Pi_1(x_{t-1} - \Psi d_{t-1}) + \dots + \Pi_p(x_{t-p} - \Psi d_{t-p})) + \Pi_0^{-1} \varepsilon_t \quad (6)$$

donde $\Pi_0^{-1} \varepsilon_t$ puede ser reescrito como ε_t . Para identificar ε_t es suficiente con imponer 10 restricciones.^{3/}

3/ El número de restricciones está dado por $(n^2 - n)/2$, donde n es el número de variables incluidas en el VAR.

La estrategia de identificación consiste en una descomposición de Choleski para la matriz de efectos contemporáneos de las variables. Si bien a *priori* esta descomposición no genera una interpretación económica factible para los choques estructurales, mediante ciertos supuestos relacionados al ordenamiento de las variables se le puede dotar de contenido económico.

En primer lugar se reconoce el hecho de que Nicaragua es una economía pequeña y abierta. Por lo tanto, el conjunto de datos se ordena de forma tal que las variables externas preceden temporalmente a las variables domésticas. Esto implica que las variables externas son insensibles a cambios contemporáneos en las variables domésticas.

Dada esta separación del conjunto de datos, se deben ordenar de forma adecuada cada una de las variables que componen cada bloque. Este ordenamiento se decide utilizando pruebas de causalidad en el sentido de Granger (1969), (ver Tablas 4 y 5). Cabe mencionar que esta prueba estadística no se interpreta como causalidad en el sentido estricto, sino que se refiere a la precedencia temporal de las series de tiempo. En aquellos casos en los que el *test* no es conclusivo, se utilizan modelos económicos de referencia para imponer estas restricciones.

Para el caso del bloque de variables externas, las pruebas de causalidad de Granger muestran que la tasa de interés de los Bonos del Tesoro a 3 meses precede temporalmente al crecimiento de EEUU, y no al sentido contrario. En segundo lugar, las pruebas sugieren que el PIB de EEUU precede temporalmente a los precios de alimentos (lo cual es válido para el test con rezagos desde 1 hasta 3). En tercer lugar, el precio de los alimentos precede temporalmente al precio del petróleo (el test es robusto hasta para 12 rezagos). Dado lo anterior, el ordenamiento que se le da a las variables del bloque externo es el siguiente: $i_t^* \rightarrow y_t^* \rightarrow p_t^a \rightarrow p_t^o$.

Para el caso de las variables domésticas las pruebas de causalidad de Granger no son conclusivas. En primer lugar, como la variable más exógena del sistema se selecciona al gasto del gobierno, pues es la variable de política fundamental para el caso de Nicaragua. En segundo lugar se eligen las reservas internacionales, las cuales constituyen el objetivo operativo

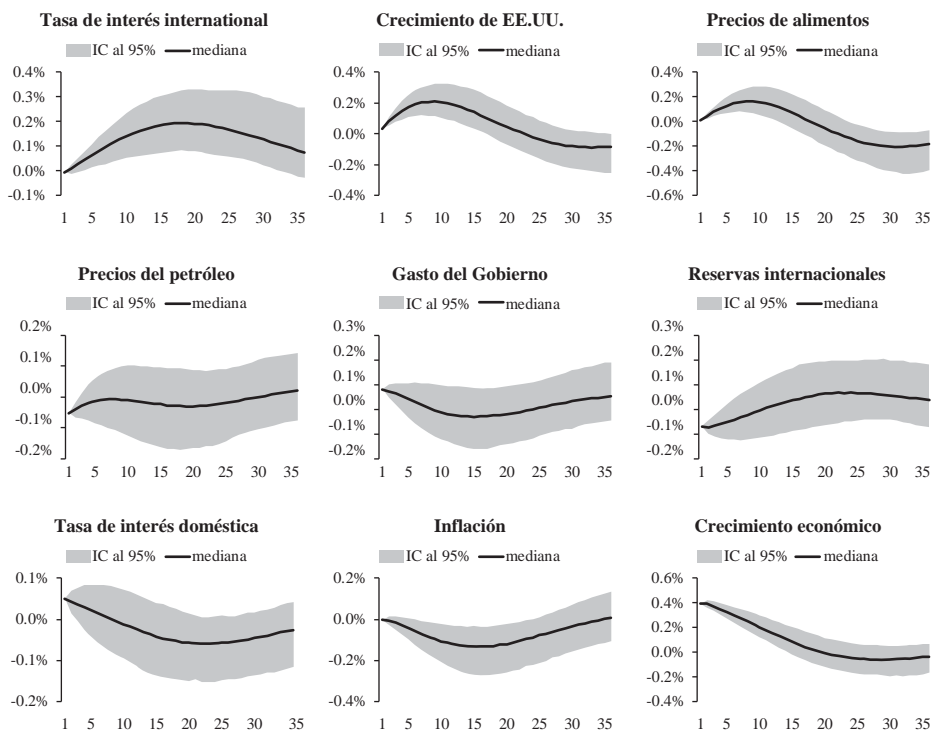
del Banco Central de Nicaragua, las cuales, según el test de causalidad a la Granger, preceden temporalmente a la tasa de interés. Finalmente, la prueba de causalidad a la granger entre la inflación y el crecimiento sugiere que se ordene como más exógena a la inflación. Dado lo anterior, el ordenamiento que se le da a las variables del bloque externo es el siguiente: $g_t \rightarrow rin_t \rightarrow i_t \rightarrow ipc_t \rightarrow y_t$.

4. Análisis de sensibilidad del crecimiento y la inflación

A través de las funciones impulso respuesta, la descomposición de varianzas y la descomposición histórica de los choques estructurales, se analizan los determinantes de corto plazo para el caso del crecimiento en Nicaragua y la inflación.

4.1. Crecimiento económico

En el Gráfico 1 se muestran las funciones impulso-respuesta (FIR) para el caso del crecimiento. En primer lugar, si se analiza la respuesta del crecimiento por el lado de las variables del bloque externo se observa que en todos los casos, excepto el precio del petróleo, el crecimiento responde de forma positiva luego del primer mes. Particularmente, las FIR sugieren que ante un choque positivo al dinamismo económico de EEUU aumenta el crecimiento de Nicaragua, el cual es estadísticamente significativo durante 19 meses después del choque. En términos acumulados, un choque de 1 desviación estándar en el crecimiento de EEUU implica una mediana de crecimiento para Nicaragua de 2.8 por ciento.

Gráficos 1. Funciones impulso-respuesta del crecimiento

Fuente: Elaboración propia.

Este resultado se podría explicar debido a la alta sincronización entre el ciclo económico de EE.UU. y el de Nicaragua^{4/}. Estimaciones con mínimos cuadrados ordinarios y mínimos cuadrados en dos etapas sugieren que una desviación de 1 por ciento frente a su comportamiento de tendencia del PIB de EE.UU. generaría una desviación respecto al PIB potencial de Nicaragua entre 0.9 y 0.8 por ciento.

4/ El coeficiente de correlación entre el ciclo económico de EE.UU. y el de Nicaragua es de 0.8 por ciento. El ciclo económico de ambos es calculado como las desviaciones porcentuales con respecto al PIB trimestral de tendencia. La tendencia es calculada mediante un filtro de Hodrick-Prescott, utilizando el parámetro de suavizamiento sugerido de 1,600 para datos trimestrales.

Tabla 2: Sincronización del ciclo económico entre Nicaragua y EEUU

VARIABLES	MCO		MC2E	
Constante	-0.0069		0.0222	
	[0.1432]		[0.1447]	
Ciclo Económico de EEUU	0.9072	***	0.7948	***
	[0.1853]		[0.2444]	
Ciclo Económico de Nicaragua (t-1)	0.4578	***	0.4986	***
	[0.1029]		[0.1183]	
R-cuadrado	0.77		0.77	
R-cuadrado ajustado	0.76		0.76	
Estadístico F	65.15	***	58.6	
Estadístico J	n.a.		1.16	

Errores estándar entre corchetes "[]"
p-value: ***<0.01
n.a.: No aplica.

Fuente: Elaboración propia.

Para el caso del aumento de la tasa de interés internacional, el modelo sugiere un mayor dinamismo para el crecimiento, aunque con cierto rezago, pues no reacciona de forma contemporánea. Además, el efecto de una política monetaria contractiva de EEUU aumentaría el dinamismo económico en un horizonte de aproximadamente 24 meses. El modelo de Mundell-Fleming sugiere que un aumento de la tasa de interés internacional es equivalente a una política fiscal contractiva para el caso de una economía abierta con tipo de cambio fijo, pues genera un encarecimiento de la inversión sin una compensación por el lado del sector externo debido a la no depreciación del tipo de cambio.

La razón de esta divergencia entre el modelo de Mundell-Fleming y el BVAR estimado podría obedecer a tres factores. En primer lugar, el córdoba no se mantiene completamente fijo frente al dólar. En este sentido, la política cambiaria del país permite una devaluación del 5 por ciento anual del córdoba frente al dólar. Si bien esta depreciación es fija, en contextos de inflación baja y estable permitiría generar pequeñas depreciaciones del tipo de cambio real y, por ende, algunas ganancias en la competitividad del país, que mitigarían hasta cierto punto las condiciones financieras internacionales más restrictivas.

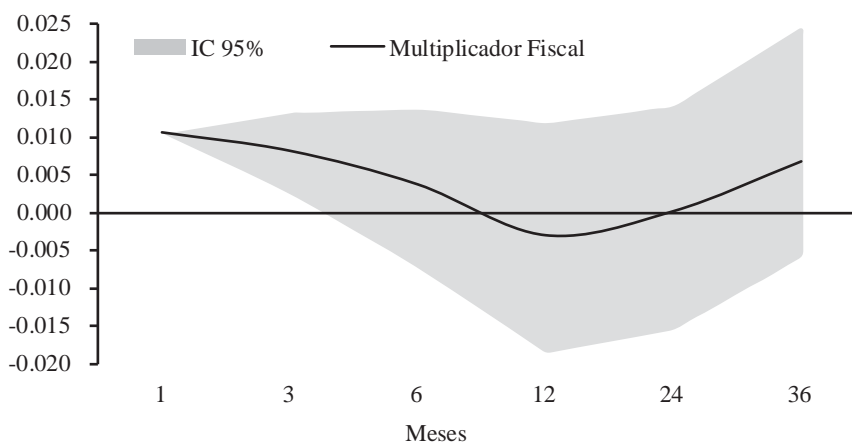
En segundo lugar, la política monetaria de EEUU es más contractiva cuando la economía presenta condiciones de sobrecalentamiento (rápido crecimiento económico y tasas de inflación elevadas). Debido a la alta sincronización entre el ciclo económico de EEUU y el de Nicaragua, alzas en la tasa de interés son coherentes con un buen dinamismo de la economía estadounidense, lo cual incidiría positivamente en el crecimiento del país. Así, el canal de demanda externa compensaría el incremento en la tasa de interés internacional.

En tercer lugar, las tasas de interés domésticas presentan una alta persistencia. Estimaciones realizadas en Cleve (2015) sugieren que la tasa pasiva presenta una persistencia entre 0.94 y 0.95 por ciento. De hecho, un aumento de 100 puntos básicos en la tasa de interés internacional implicaría en el corto plazo un incremento de 6.1 puntos básicos de la tasa de interés doméstica. Al controlar por factores microeconómicos como el grado de concentración bancaria y el nivel de riesgo crediticio, el traspaso disminuye a un rango entre 2.2 y 3.5 puntos básicos. En el largo plazo, el traspaso de la tasa de interés internacional a las tasas domésticas tampoco es completo. Sus estimaciones sugieren que el traspaso en el largo plazo, dado un aumento de 100 puntos básicos en la tasa de interés internacional, estaría en un rango entre 43.5 y 71 puntos básicos. Esta evidencia sugeriría que los cambios en los costos de invertir en el país no variarían en la misma magnitud que la tasa de interés internacional, lo cual debilitaría la incidencia del canal de inversión como lo sugerido por el modelo de Mundell-Fleming.

Por su parte, un choque de precios de petróleo generaría un menor dinamismo para el caso de Nicaragua. Concretamente, reduce el crecimiento del IMAE durante dos meses después del choque. Luego, su efecto no es estadísticamente significativo. Por su parte, el choque de precios de alimentos tiene una incidencia mixta en el crecimiento económico. Aproximadamente para los primeros 12 meses después del choque, un aumento de una desviación estándar del precio de los alimentos propicia un mayor crecimiento, luego el dinamismo económico se resiente debido a este choque.

En términos de los efectos de las variables domésticas, una política fiscal expansiva aumenta el dinamismo económico a lo largo de tres meses. Después de este tiempo, el efecto sobre el crecimiento no es estadísticamente significativo. Este resultado es coherente respecto a los hallazgos de Garry y Rivas (2017) quienes encuentran una débil respuesta del crecimiento a la política fiscal. Ellos estiman que para el caso del gasto de capital, el multiplicador es negativo, no obstante el multiplicador de gasto corriente tiene un importante impacto acumulativo en el crecimiento. En este sentido, se computó el multiplicador fiscal para el gasto total del gobierno a partir de las FIR. El multiplicador fiscal tiene un comportamiento en forma de *U*. Inicialmente, el choque contribuye al crecimiento en los primeros tres meses. En 24 meses el multiplicador es negativo, debido a la incidencia del gasto de capital, mientras que en 36 meses el multiplicador es positivo nuevamente, debido a la importancia acumulada del gasto corriente (ver Gráfico 2). Adicionalmente, el gasto corriente ha aportado en el período 2015-2016 0.2 puntos porcentuales al crecimiento del IMAE (4.6 % en promedio), por lo que se debe profundizar en el análisis de los multiplicadores fiscales y las causas que hacen que su contribución sea baja.

Gráfico 2. Multiplicador Fiscal



Fuente: Elaboración propia.

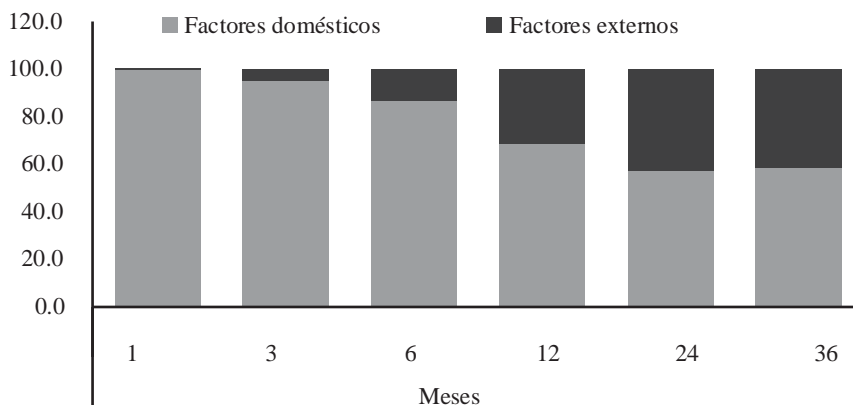
El choque de reservas internacionales contribuye a mejorar el dinamismo económico, aunque la incidencia de este choque es estadísticamente significativo solo en los primeros tres meses. Los choques de inflación generan costos en términos de crecimiento económico. Esto va en línea con el hecho de que la inflación genera distorsiones en los precios relativos de los bienes y servicios transados en la economía lo que, en última instancia, genera decisiones subóptimas por parte de los agentes y, como consecuencia, deriva en una mala asignación de los recursos.

El análisis anterior sugiere que la dinámica de crecimiento de Nicaragua es susceptible tanto a factores domésticos como externos. Mediante el análisis de descomposición de varianzas se puede determinar el grado de importancia de estos factores. El Gráfico 3 muestra que en un horizonte de un trimestre el crecimiento de Nicaragua está determinado en un 93 por ciento por choques generados a nivel doméstico. En particular, los choques de oferta interna, es decir, aquellos relacionados con los factores climáticos, programas dirigidos hacia la mejora de la productividad total de los factores, cambios en la estructura de salarios, entre otros, son los más relevantes para explicar la dinámica del crecimiento económico. Este resultado, no obstante, es válido en el corto plazo, en un horizonte de menos de un año. El 89.5 por ciento de la variabilidad del crecimiento es explicado por factores de oferta en el primer mes; el 55.4 por ciento en un horizonte de tiempo de 12 meses y 29.3 a 36 meses. Estos resultados se encuentran en línea con los obtenidos por Gámez (2006), quién encuentra que los choques de oferta tienen una alta contribución en el corto plazo, pero ésta va disminuyendo en la medida que se extiende el horizonte de análisis. Particularmente, Gámez (2006) encuentra que el 65 y 41 por ciento del crecimiento económico en un horizonte de 1 y 15 meses, respectivamente.

En la medida que se analizan horizontes de tiempo más alejados, los factores externos logran explicar una mayor proporción de la variabilidad del crecimiento económico. En un horizonte de 12 meses los choques externos representan el 36.5 por ciento de la variabilidad del crecimiento, mientras que para horizontes de 24 y 36 meses estos son 46.9 y 54.9 por ciento de la varianza del crecimiento. Esto indica que el crecimiento económico de Nicaragua es muy sensible a la evolución de las variables

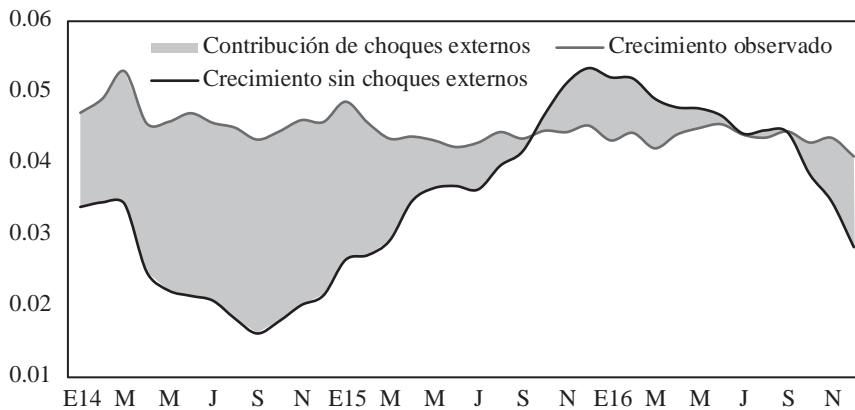
externas, particularmente las de la economía estadounidense. En la misma línea, Gámez (2006) estima que los choques externos a un horizonte de 15 meses representan el 49 por ciento de la variabilidad del crecimiento. La descomposición de varianzas antes analizada se muestra en la Tabla 6.

Gráfico 3. Descomposición de varianzas: IMAE



Fuente: Elaboración propia.

Al analizar la descomposición histórica del IMAE, para el período entre 2014 y 2016 los factores externos han aportado, aunque no de forma elevada, al crecimiento de Nicaragua (ver Gráfico 4). Para el período 2014-2016 los choques externos aportaron 0.5 por ciento a la tasa de crecimiento promedio (4.5 %). En particular, en el año 2014 el crecimiento económico se vio favorecido por un contexto externo favorable. No obstante, esto se observó hacia fines de dicho año. En 2015, se revirtió esta tendencia, principalmente en la segunda mitad del año, con una ralentización de la demanda externa y menores precios de las materias primas, lo cual afectó al sector exportador del país. Por su parte, en el año 2016 el aporte de los choques externos al crecimiento aumentó principalmente en la última mitad del año, cuando se empezaron a observar alguna mejoría en los indicadores de comercio exterior. Así, las tasas de crecimiento promedio de Nicaragua registradas en los años 2014, 2015 y 2016 fueron 4.7, 4.4 y 4.4 por ciento, respectivamente. En ausencia de choques externos, el crecimiento que se hubiese observado en esos años es de 4.0, 3.9 y 4.0 por ciento, respectivamente.

Gráfico 4. Descomposición histórica del IMAE (2014-16)

Fuente: Elaboración propia.

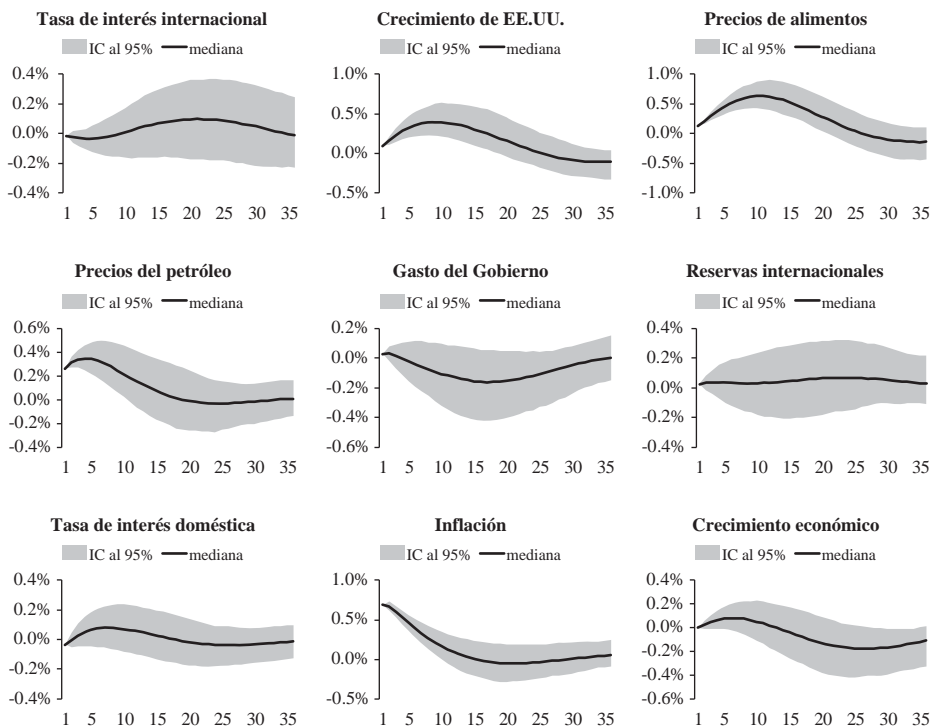
El análisis anterior sugiere que el crecimiento de Nicaragua es sensible tanto a los factores domésticos como externos. La importancia de estos factores depende del horizonte de tiempo que se esté analizando. Así, en el corto plazo los factores domésticos, especialmente aquellos relacionados con los choques de oferta, son más relevantes para explicar las dinámicas de crecimiento. No obstante, la importancia relativa de los choques externos respecto a los domésticos es creciente en el horizonte temporal del análisis.

4.2. Inflación

En el Gráfico 5 se muestran las FIR para el caso de la inflación. En primer lugar, la inflación disminuye ante un aumento de la tasa de interés internacional en el primer mes después del choque. El efecto acumulado en un año de un choque de tasa de interés hace que la inflación disminuya, sin embargo, este efecto es estadísticamente no significativo.

Para el caso de los choques de demanda externa, las FIR muestran que un choque de este tipo genera presiones inflacionarias más allá de un horizonte de 12 meses, siendo estadísticamente significativo.

Gráficos 5. Funciones impulso-respuesta de la inflación



Fuente: Elaboración propia.

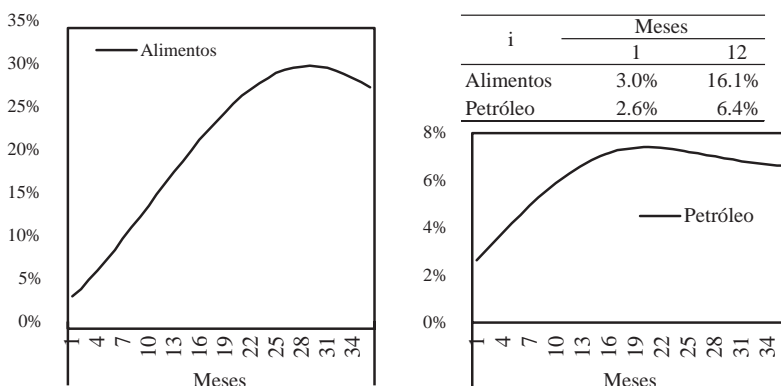
Con respecto a la incidencia de los precios de los alimentos y del precio del petróleo, en el Gráfico A3 del anexo se muestran los ratios entre el índice de precio del petróleo y el índice de precios de alimentos a razón del índice de precios al consumidor de Nicaragua. A lo largo de gran parte de la muestra estos ratios mantienen un elevado grado de asociación lineal. En este sentido, el modelo da evidencia de la alta sensibilidad de la inflación a los choques de precios de alimentos y de petróleo. En particular, un alza en el precio de los alimentos tiene una incidencia positiva, estadísticamente significativa, desde el primer mes que se observa el choque hasta 22 meses después. Así, el efecto contemporáneo de un choque de inflación de alimentos es 0.1 por ciento, mientras que en el transcurso de un año este choque generaría presiones inflacionarias acumuladas entre 4.0 y 7.5 por ciento. Por su parte, el precio del petróleo tiene también una incidencia

positiva, estadísticamente significativa, desde el primer mes en que se observa el choque hasta 10 meses después. El efecto contemporáneo suscita un aumento de la inflación de 0.3 por ciento y en términos acumulados, en un año el choque de precios de petróleo supone presiones inflacionarias entre 1.8 y 4.4 por ciento.

Debido a la gran importancia de estos choques para la dinámica inflacionaria de Nicaragua, se calcula el coeficiente de traspaso del choque de precios de alimentos y del choque de precios del petróleo hacia la inflación, siguiendo la metodología de Juste y Sansone (2015), la cual se resume en la ecuación 7.

El coeficiente de traspaso (CT_i^h) en h meses es computado como la función impulso respuesta acumulada debido al choque i (=alimentos, petróleo), lo cual se denota como $FIR_{inf,i}^h$. Además, para normalizar este número, se divide $FIR_{inf,i}^h$ entre la función impulso respuesta acumulada del choque i en sí mismo en h meses, esto es, $FIR_{i,i}^h$. En el Gráfico 6 se muestran los coeficientes de traspaso calculados. Estos reflejan que la inflación es más sensible a las variaciones de los precios de los alimentos, por ejemplo éstos se traspasan 3.0 por ciento en el primer mes, 16.1 en 12 meses y 28.4 en 24 meses. Por su parte, los choques de precios del petróleo se traspasan 2.6 por ciento en un mes, 6.4 en 12 meses y 7.3 en 24 meses.

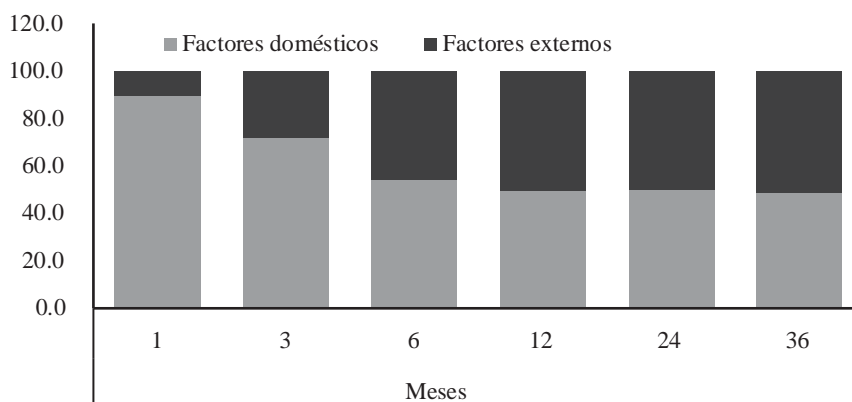
$$CT_i^h = \frac{FIR_{inf,i}^h}{FIR_{i,i}^h} \quad (7)$$

Gráficos 6. Coeficientes de traspaso (p_t^a y p_t^o)

Fuente: Elaboración propia.

Para el caso de las variables domésticas, en su mayoría estas no tienen una incidencia estadísticamente significativa sobre la tasa de inflación. No obstante, se debe enfatizar en el comportamiento de la inflación ante choques de tasa de interés doméstica. En este caso, la inflación es insensible a las variaciones de la tasa de interés, lo cual sugiere un traspaso de cero desde la tasa de interés a la inflación. Esto se debe a que en Nicaragua, dada la naturaleza del régimen cambiario, la tasa de interés no es utilizada como instrumento de política monetaria. No obstante, la experiencia internacional sugiere que generalmente este es un instrumento efectivo para el control de la inflación, por lo que su implementación debería de ser considerada por los *policy markers*.

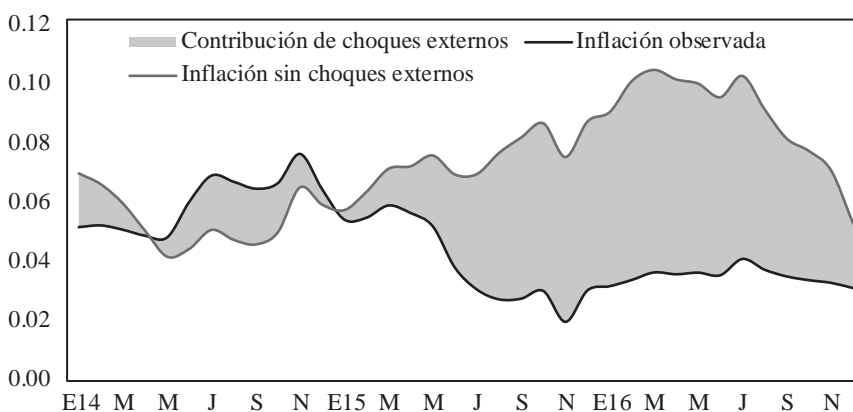
Al analizar la descomposición de varianzas de la inflación (ver Gráfico 7), se observa que los choques externos explican una proporción muy importante. Si bien en tres meses los factores domésticos explican el 71 por ciento de la varianza de la tasa de inflación, luego de 6, 12 y 24 meses los factores externos explican el 47.5, 68.4 y 71.2 por ciento, respectivamente. Esto sugiere que la tasa de inflación es un fenómeno que, en su mayoría responde a choques originados en el exterior, considerando que los factores domésticos explican menos del 30 por ciento de la varianza de la inflación en un horizonte de 24 meses. La información antes analizada se detalla en la Tabla A5.

Gráfico 7. Descomposición de varianzas de la inflación

Fuente: Elaboración propia.

Al analizar la evolución de la inflación mediante la descomposición histórica de la serie (ver Gráfico 8), los factores externos han contribuido a mantener una tasa por debajo de los fundamentales de mediano plazo de la inflación de Nicaragua. En este sentido, los factores externos han contribuido, en promedio, a disminuir la tasa de inflación en -0.9, -3.8 y -3.5 por ciento en 2014, 2015 y 2016, respectivamente. No obstante lo anterior, se debe destacar que aún en ausencia de choques externos, Nicaragua hubiese registrado inflaciones de un dígito, y en línea con sus fundamentales de mediano plazo.

Particularmente, en 2015 la caída en los precios del petróleo contribuyó con una disminución de la tasa de inflación de 1.1 por ciento en promedio. En 2016, el adecuado abastecimiento interno de alimentos, la estabilidad de los precios internacionales y precios del petróleo relativamente bajos contribuyeron a la disminución de la inflación en 2.4 por ciento. Por su parte, los determinantes de mediano plazo de la inflación (el deslizamiento cambiario y la inflación internacional) constituyeron el principal factor inflacionario del país.

Gráfico 8. Descomposición histórica de la inflación (2014-16)

Fuente: Elaboración propia.

El análisis anterior sugiere que la inflación es un fenómeno que es muy sensible a las variables externas. En menos de un año, más del 50 por ciento de la dinámica inflacionaria obedece a factores externos. Esto indica que las variaciones en el costo de la vida en Nicaragua son susceptibles a factores que no son controlados. Debido a que la inflación es costosa, pues afecta la estructura de precios relativos de la economía y propicia una asignación ineficiente de recursos, los *policy makers* deben implementar políticas encaminadas a reducir esta vulnerabilidad de la inflación. En este sentido, y considerando que existen espacios para hacer de la tasa de interés un instrumento para el control de la inflación, se sugiere considerar un régimen monetario en el cual la tasa de interés sea el principal instrumento de política monetaria y que permita alcanzar una meta de inflación relativamente baja. Esta alternativa, a nivel de la región de Centroamérica y República Dominicana, es la aplicada actualmente por Costa Rica, Guatemala y República Dominicana.

5. Análisis de robustez

En esta sección se presentan los resultados del análisis de sensibilidad del crecimiento y la inflación utilizando un método de identificación alternativo a la estrategia descrita en la sección 3. La racionalidad del

análisis de robustez es que la estrategia de identificación a través de la descomposición de Choleski es sensible al ordenamiento de las variables. Por tal motivo, como alternativa de identificación se utilizarán las funciones impulso respuesta generalizadas, desarrolladas por Pesaran y Shin (1998). Esta estrategia es insensible al ordenamiento de las variables.

Las funciones impulso respuesta generalizadas se definen a partir de un modelo VAR en su forma reducida, como el de la ecuación 1. Para simplificar la notación, supongamos que el modelo no incluye variables exógenas ($\phi d_t = 0$). Además, suponiendo que el sistema cumple con la condición de estabilidad, este puede ser reescrito como un vector de medias móviles infinito, es decir:

$$x_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} \quad (8)$$

Donde A_0 es igual a la matriz identidad y $A_i \neq 0, \forall i > 0$. La función impulso respuesta generalizada mide los efectos de diferentes choques en un punto particular en el tiempo sobre el valor esperado de los valores futuros de las variables en el sistema dinámico representado en la ecuación 8.

Pesaran y Shin (1998) denotan la historia de la economía hasta el tiempo $t-1$ como un conjunto de información no decreciente Ω_{t-1} ; la función impulso respuesta generalizada de x_t a un horizonte de n períodos está definida como:

$$FIRG_x = (n, \delta, \Omega_{t-1}) = E(x_{t+n} | \varepsilon_t = \delta, \Omega_{t-1}) - E(x_{t+n} | \Omega_{t-1}) \quad (9)$$

donde $FIRG_x$ denota la función impulso respuesta generalizada y E al operador de esperanzas. Si se sustituye la ecuación 8 en 9 se obtiene que $FIRG_x = (n, \delta, \Omega_{t-1}) = A_n \delta$, es decir, la función impulso respuesta generalizada es independiente de Ω_{t-1} , pero depende de la composición de los choques δ , por lo que una apropiada identificación de los choques es crucial para las propiedades de las funciones impulso respuesta.

Pesaran y Shin (1998) proponen utilizar la ecuación 8 pero en lugar de simular un choque para todos los elementos de ε , eligen un choque al elemento j , mediante un vector de selección e_j (el cual está conformado por un 1 en el elemento j y ceros en el resto de elementos) e integran los efectos de los otros choques utilizando la distribución histórica de los errores. En este caso los efectos de un choque de una desviación estándar al elemento j en el tiempo t sobre los valores esperados de x en $t + n$ es:

$$\text{FIRG}_x = (n, \delta, \Omega_{t-1}) = \sqrt{\sigma_{jj}} A_n \Sigma e_j, \quad (10)$$

donde σ_{jj} es la varianza de e_j y $\delta = E(\varepsilon_t | \varepsilon_{j,t} = \sqrt{\sigma_{jj}})$.

En las Tablas A6 y A7 se muestran los resultados comparativos entre las contribuciones de los choques externos y domésticos a la varianza del crecimiento y de la inflación. En términos generales las contribuciones de los choques externos son menores que los encontrados con la estrategia de identificación inicial, tanto para el caso del crecimiento como el de la inflación. No obstante, se debe destacar que los resultados son robustos al cambio en la estrategia de identificación en cuanto a que el aporte de los choques externos, aunque menores que en el caso base, continúan siendo muy importantes para las dinámicas de ambas variables.

Particularmente para el crecimiento, la descomposición de varianzas inferidas a partir de las funciones impulso respuesta generalizadas muestran que al cabo de un mes los choques domésticos son más importantes para explicar el crecimiento, contribuyendo con 99.9 por ciento de la varianza (97.6 % en el caso base). Por su parte, al considerar un horizonte de 36 meses las contribuciones de los choques externos contribuyen con el 42 por ciento de la varianza (54.9 % en el caso base), sugiriendo, aunque siempre en una cuantía importante, una menor contribución de dichos choques a la dinámica del crecimiento.

Con respecto a la inflación, el análisis de sensibilidad entrega conclusiones similares a las del caso del crecimiento. En un mes, los choques domésticos son más importantes para la dinámica de la inflación (82.9 % en el caso

base versus 89.8 %). Los resultados son robustos al hecho de que los choques externos ganan importancia para explicar la dinámica de la tasa de inflación rápidamente, pues al cabo de 6 meses el análisis de sensibilidad sugiere una contribución de 45.6 por ciento (47.5 % en el caso base), y al cabo de un año explican 50.6 por ciento (68.4 % en el caso base). Al término de 36 meses, la dinámica de la inflación es explicada en más del 50 por ciento por los factores externos.

6. Conclusiones y recomendaciones de política

En esta investigación se realiza un análisis de la sensibilidad del crecimiento y de la inflación en Nicaragua, utilizando un modelo BVAR de estado estacionario. La estimación se realiza utilizando técnicas bayesianas con la finalidad de evadir el problema de la dimensionalidad que afecta los modelos VAR, debido a su tendencia hacia la sobreparametrización.

En el documento se presenta la cuantificación de la relevancia histórica de los choques internos y externos sobre las dinámicas del crecimiento y de la inflación. Del análisis realizado se pueden desprender algunas recomendaciones de política.

En primer lugar, el crecimiento es un fenómeno que depende en el corto plazo de factores domésticos y en menor proporción de factores externos. No obstante en un horizonte de 24 y 36 meses ambos tipos de factores son clave para la dinámica de crecimiento del país, y en proporciones similares. Debido a que los factores domésticos en su mayoría están representados por choques de oferta, los *policy makers* deben formular políticas encaminadas hacia la mejora de la productividad total de los factores.

Políticas encaminadas hacia la transformación de la matriz productiva del país son fundamentales para potenciar el crecimiento en un horizonte de 3 años. Actualmente se llevan a cabo políticas dirigidas hacia este propósito. Por ejemplo, el modelo de diálogo y consenso entre empresarios, trabajadores y gobierno y las reuniones técnicas realizadas en el Banco Central de Nicaragua con los sectores productivos del país. No obstante, se deben realizar esfuerzos para diversificar los destinos de las exportaciones,

migrar hacia un esquema productivo que genere mayor valor agregado a los productos elaborados en Nicaragua, entre otros.

Adicionalmente, las actuales políticas de demanda agregada tienen una incidencia limitada sobre el crecimiento económico. Si bien en el largo plazo la teoría Neo-Keynesiana sugiere que las políticas de demanda agregada no tienen incidencia sobre el crecimiento de largo plazo, en el corto plazo permiten suavizar los ciclos económicos. Esto significa que en episodios de crisis económicas, Nicaragua contaría con un conjunto de instrumentos que le permitirían mitigar los costos de dichos episodios. Actualmente, la política monetaria es inefectiva en este objetivo, y la política fiscal, considerando el ejercicio de multiplicadores fiscales y las FIR, tiene un impacto muy limitado y que se acota en un período máximo de 3 meses.

Con respecto a esta política, bajo el régimen cambiario actual la política fiscal es clave para el suavizamiento de los ciclos económicos. En este sentido, el modelo de Mundell-Fleming sugiere que la política monetaria no es efectiva para incidir sobre el producto de corto plazo, por lo que este rol debe de ser llevado a cabo por la política fiscal. Por tal motivo, se deben realizar esfuerzos para aumentar el valor de los multiplicadores fiscales, lo que implica la implementación de políticas que promuevan una mayor efectividad y eficiencia del gasto público.

En segundo lugar, la inflación es un fenómeno altamente susceptible a los factores externos. En un horizonte 1, 2 y 3 años los factores externos explican la mayor parte de la dinámica inflacionaria (68.4 %, 71.2 % y 69.1 %, respectivamente). Con el conjunto de instrumentos actuales, la inflación es muy vulnerable ante los choques externos. Se deben implementar políticas que permitan tener un mayor control sobre la inflación. Por ejemplo, el esquema de metas de inflación que se implementa en Costa Rica, Guatemala y República Dominicana permite incidir en la inflación utilizando la tasa de interés como principal instrumento de política monetaria. Este esquema no solo implica un mayor control sobre la tasa de inflación, sino que permitiría mitigar las fluctuaciones cíclicas a las que está expuesto el crecimiento del país debido a los factores externos.

Finalmente, la agenda de trabajo de Nicaragua es vasta. Los resultados presentados en el documento sugieren que se debe potenciar la efectividad de la política fiscal y, además, fortalecer el rol de la política monetaria. En el corto y mediano plazo, esta agenda podría representar cambios importantes dentro del país, como por ejemplo una mayor flexibilidad del tipo de cambio. Sin embargo, con un plan de desarrollo estructurado y transparente, se podrían alcanzar mejoras significativas en aras de potenciar la efectividad de ambas políticas, las cuales permitirían a las autoridades propiciar una senda de crecimiento económico sostenible.

Referencias bibliográficas

- Abrego, L. & Osterholm, P. (2010). External Linkages and Economic Growth in Colombia: Insights from a Bayesian VAR Model. *The World Economy*, 33(12), 1788-1810.
- Banbura, M., Giannone, D., & Reichlin, L. (2010). Large Bayesian VARs. *Journal of Applied Econometrics*, 25(1), 71-92.
- Clevy, J. F. (2015). Estructura Microeconómica y Rigideces de Tasas de Interés: Evidencia para Nicaragua. *Revisa de Economía y Finanzas*, 2, 1-26.
- De Mol, C., Giannone, D., & Reichlin, L. (2008). Forecasting using a large number of predictors: Is Bayesian shrinkage a valid alternative to principal components? *Journal of Econometrics*, 146(2):318–328.
- DelNegro, M., & Schorfheide, F. (2011). *The Oxford Handbook of Bayesian Econometrics*. Chapter Bayesian Macroeconometrics, pages 293–389. Oxford: Oxford University Press.
- Dieppe, A., Legrand, R., & van Roye, B. (2016). *The BEAR toolbox*. Working Paper Series 1934. Frankfurt am Main: European Central Bank. 292 pp.

- Fleming, J. (1962). *Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates*. Staff Papers. Washington, DC: International Monetary Fund, 9, 369-79.
- Gámez , O. (2006). Identificación y medición de las contribuciones relativas de los shocks estructurales en la economía nicaraguense. *Revista Monetaria. Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA)*, 29(4), 413-417.
- Garry, S., & Rivas, J. (2017). *An analysis of the contribution of public expenditure to economic growth and fiscal multipliers in Mexico, Central America and the Dominican Republic, 1990-2015*. Mexico, DF: Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC). 56 pp.
- Giannone, D., Lenza, M., & Primiceri, G. (2015). Prior Selection for Vector Autoregressions. *The Review of Economics and Statistics*, 97(2): 436-451.
- Granger, C. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-38.
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1980). *Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation*. Discussion Paper no. 451. Pittsburgh: Carnegie Mellon University. This paper was printed in an updated version as: Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997, 29(1), 1-16.
- Juste, S., & Sansone, A. (2015). *Exchange rate pass-through to prices: VAR evidence for Chile*. Documentos de Trabajo. No. 747. Santiago de Chile: Banco Central de Chile. 24 pp.
- Koop, G. & Korobilis, D. (2010). Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics. *Foundations and Trends in Econometrics*, 3(4), 267-358.

- Litterman, R. B. (1986). Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions-Five Years of Experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 25-38.
- Mundell, R. (1960). The Monetary Dynamics of International Adjustment under Fixed and Flexible Exchange Rates. *Quarterly Journal of Economics*, 74, pp. 227-57.
- Pesaran, H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1):17 – 29.
- Urbina, J. (2015). Producto Potencial y Brecha del Producto en Nicaragua. *Revista de Economía y Finanzas*, 2, 59-93.
- Villani, M. (2009). Steady-state priors for vector autoregressions. *Journal of Applied Econometrics*, 24(4), 630-650.

Anexos: Tablas

Tabla A.1: Fuentes de Datos

Variables	Transformación	Unidades	Fuente
y_t^*	Variación relativa interanual	Porcentaje	Macroeconomic Advisors
i_t^*	Variación absoluta interanual	Puntos básicos	FED
p_t^o	Variación relativa interanual	Porcentaje	FMI
p_t^a	Variación relativa interanual	Porcentaje	FMI
i_t	Variación absoluta interanual	Puntos básicos	BCN
g_t	Variación relativa promedio anual	Porcentaje	BCN
y_t	Variación relativa promedio anual	Porcentaje	BCN
rin_t	Variación relativa interanual	Porcentaje	BCN
inf_t	Variación relativa interanual	Porcentaje	BCN

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.2: Pruebas de causalidad de Granger

(bloque de variables externas, *p-values*)

Hipótesis nula			Rezagos				
			1	3	6	9	12
p_t^o	→	i_t^*	0.1876	0.8599	0.2573	0.0224	0.0699
i_t^*	→	p_t^o	0.8327	0.1908	0.2923	0.0767	0.0880
p_t^a	→	i_t^*	0.1527	0.5338	0.6874	0.8693	0.6381
i_t^*	→	p_t^a	0.2042	0.4586	0.1075	0.0163	0.0523
y_t^*	→	i_t^*	0.0002	0.1827	0.2648	0.7418	0.9051
i_t^*	→	y_t^*	0.6203	0.0252	0.0389	0.0369	0.0167
p_t^a	→	p_t^o	0.0027	0.0000	0.0027	0.0021	0.0058
p_t^o	→	p_t^a	0.1921	0.5951	0.5188	0.6657	0.4754
y_t^*	→	p_t^o	0.5008	0.4005	0.2535	0.4900	0.0993
p_t^o	→	y_t^*	0.7096	0.5994	0.6669	0.2875	0.2770
y_t^*	→	p_t^a	0.0374	0.0773	0.1678	0.2380	0.1181
p_t^a	→	y_t^*	0.6060	0.1817	0.1549	0.1574	0.1673

Ho: $X \rightarrow Y \equiv$ no causa en el sentido de Granger a Y .

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.3: Pruebas de causalidad de Granger*(bloque de variables domésticas, p-values)*

Hipótesis nula			Rezagos				
			1	3	6	9	12
g_t	→	y_t	0.0000	0.2654	0.0155	0.0038	0.0038
y_t	→	g_t	0.0000	0.0005	0.0033	0.0056	0.0085
inf_t	→	y_t	0.1912	0.0065	0.0069	0.0038	0.0010
y_t	→	inf_t	0.0719	0.0677	0.2590	0.6284	0.5959
rin_t	→	y_t	0.0001	0.0567	0.0173	0.0411	0.2064
y_t	→	rin_t	0.1318	0.0571	0.0530	0.0501	0.1048
i_t	→	y_t	0.0072	0.0615	0.0995	0.0991	0.6529
y_t	→	i_t	0.0000	0.0410	0.3016	0.2753	0.0788
inf_t	→	g_t	0.0084	0.0262	0.2566	0.3147	0.0557
g_t	→	inf_t	0.0311	0.1139	0.3586	0.6807	0.5527
rin_t	→	g_t	0.4027	0.5698	0.7052	0.8397	0.6006
g_t	→	rin_t	0.4818	0.3322	0.3948	0.1388	0.1345
i_t	→	g_t	0.0616	0.1562	0.1185	0.3282	0.0118
g_t	→	i_t	0.0003	0.1170	0.1723	0.1737	0.2237
rin_t	→	inf_t	0.0833	0.5753	0.8655	0.9703	0.8412
inf_t	→	rin_t	0.5115	0.6880	0.9777	0.9925	0.9984
i_t	→	inf_t	0.7693	0.9650	0.8424	0.7339	0.6941
inf_t	→	i_t	0.0040	0.0368	0.1216	0.1266	0.1406
i_t	→	rin_t	0.9905	0.8133	0.7796	0.5114	0.0840
rin_t	→	i_t	0.0660	0.0075	0.0241	0.0043	0.0106

Ho: $X \rightarrow Y \equiv$ no causa en el sentido de Granger a Y.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.4: Descomposición de varianzas del crecimiento*(porcentajes)*

Horizonte	i_t^*	y_t^*	p_t^a	p_t^o	g_t	rin_t	i_t	inf_t	y_t
1	0.00%	0.70%	0.10%	1.60%	3.90%	2.80%	1.50%	0.00%	89.50%
3	0.20%	4.30%	1.50%	1.00%	3.10%	2.70%	1.10%	0.10%	85.90%
6	1.30%	11.20%	5.60%	0.80%	2.10%	2.20%	0.80%	0.70%	75.40%
12	6.40%	18.90%	10.30%	0.90%	1.70%	1.80%	0.90%	3.60%	55.40%
24	18.30%	16.30%	10.80%	1.60%	2.10%	3.10%	1.90%	8.50%	37.50%
36	18.70%	14.90%	19.50%	1.80%	2.50%	3.70%	2.30%	7.30%	29.30%

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.5: Descomposición de varianzas de la inflación*(porcentajes)*

Horizonte	i_t^*	y_t^*	p_t^a	p_t^o	g_t	rin_t	i_t	inf_t	y_t
1	0.00%	1.70%	3.10%	12.30%	0.20%	0.10%	0.20%	82.40%	0.00%
3	0.10%	5.00%	8.20%	15.70%	0.20%	0.20%	0.10%	70.40%	0.20%
6	0.20%	10.70%	20.00%	16.70%	0.30%	0.30%	0.40%	50.90%	0.50%
12	0.40%	16.60%	38.60%	12.80%	1.00%	0.60%	0.70%	28.60%	0.70%
24	1.60%	17.20%	42.40%	9.90%	3.20%	1.50%	1.00%	20.50%	2.60%
36	2.40%	16.60%	40.60%	9.40%	3.70%	2.10%	1.20%	19.10%	4.90%

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A.6: Análisis de sensibilidad*(FEVD del crecimiento)*

H	Choleski		FIRG _x	
	Externos	Domésticos	Externos	Domésticos
1	2.38	97.62	0.07	99.93
3	7.05	92.95	4.76	95.24
6	18.85	81.15	13.23	86.77
12	36.55	63.45	31.25	68.75
24	46.9	53.1	43.05	56.95
36	54.9	45.1	41.89	58.11

Fuente: Elaboración propia.

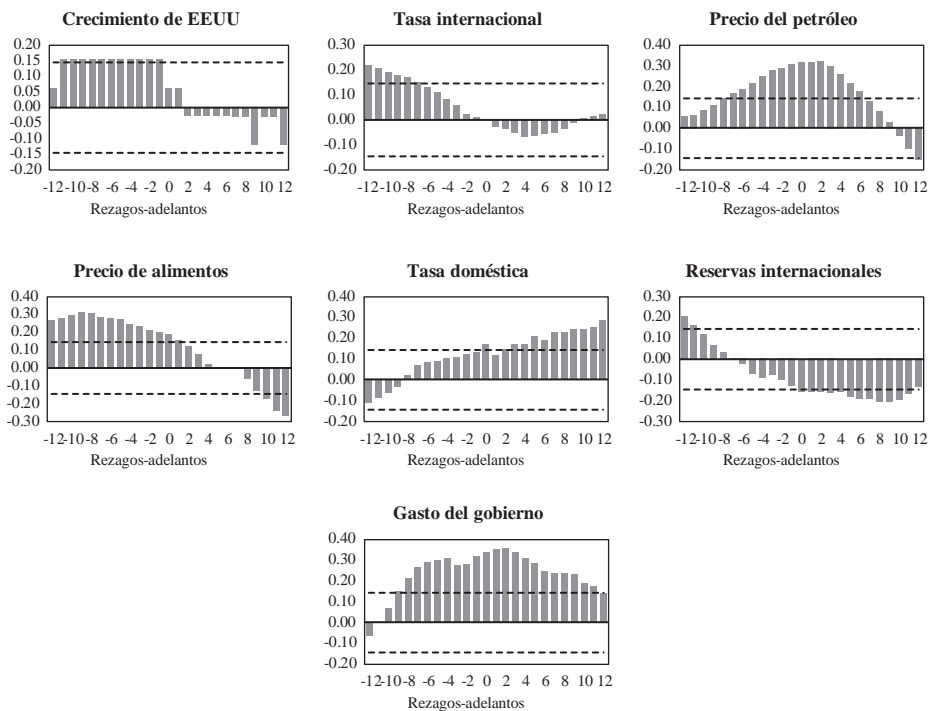
Tabla A.7: Análisis de sensibilidad*(FEVD de la inflación)*

H	Choleski		FIRG _x	
	Externos	Domésticos	Externos	Domésticos
1	17.09	82.91	10.13	89.87
3	28.98	71.02	28.43	71.57
6	47.52	52.48	45.62	54.38
12	68.37	31.63	50.6	49.4
24	71.17	28.83	49.88	50.12
36	69.06	30.94	51.5	48.5

Fuente: Elaboración propia.

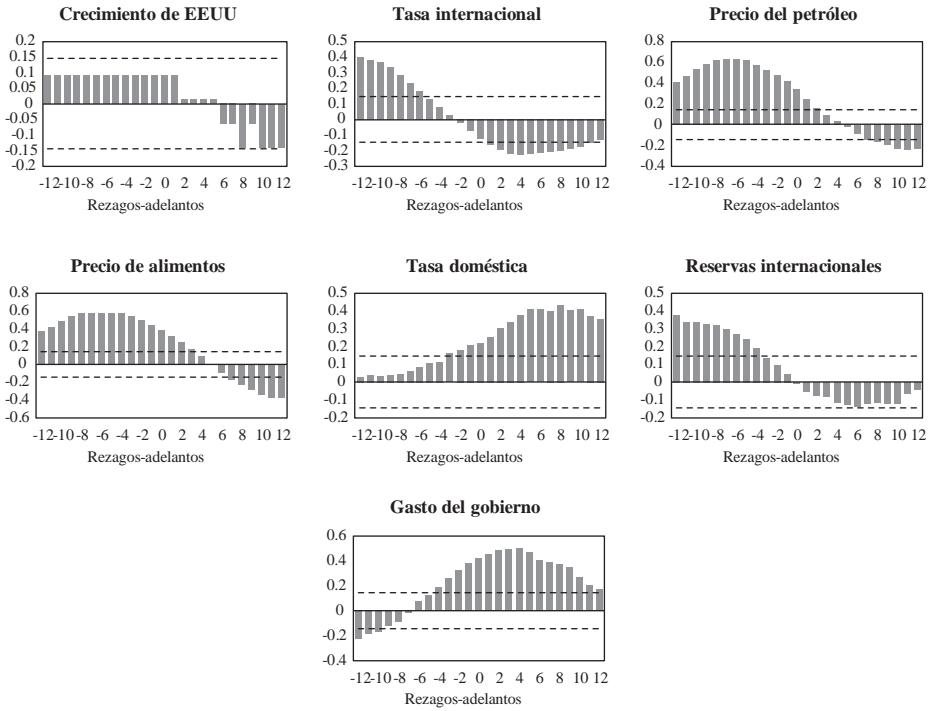
Anexos: Gráficos

Gráficos A1. Correlaciones cruzadas del crecimiento (porcentajes)



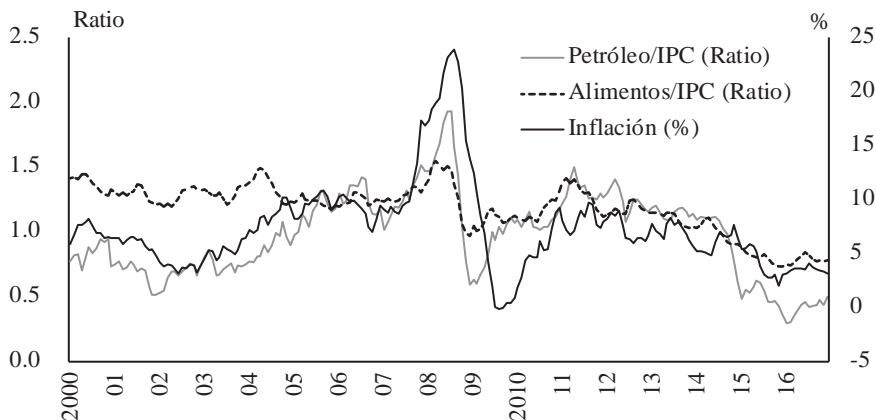
Fuente: Elaboración propia.

Gráficos A2. Correlaciones cruzadas de la inflación
(porcentajes)



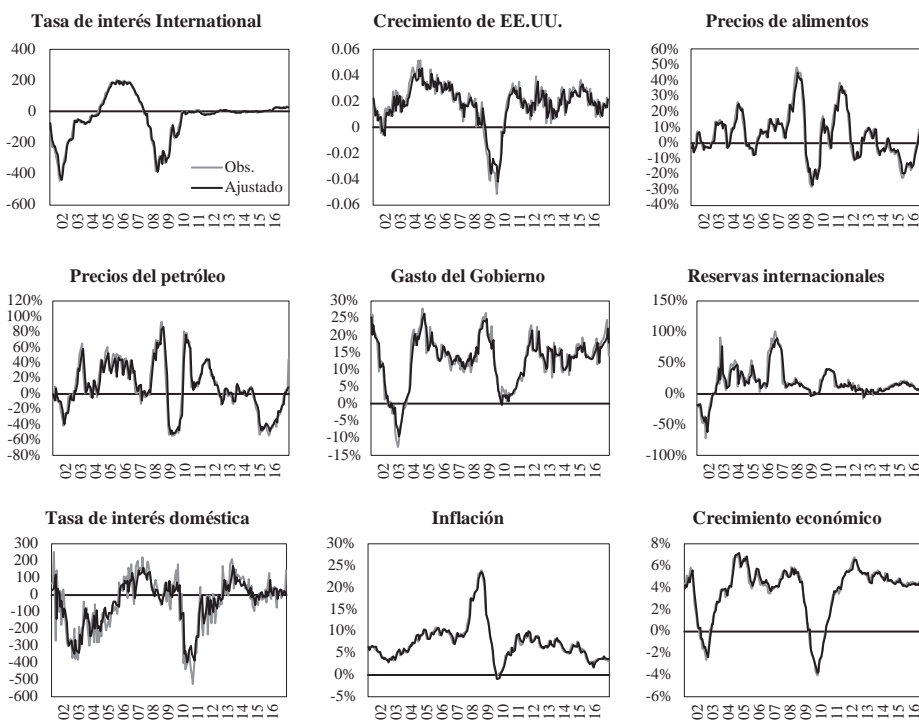
Fuente: Elaboración propia.

Gráficos A3. Inflación y precios relativos p_t^p y p_t^a
(ratio y porcentajes)



Fuente: Elaboración propia con base en datos del FMI y BCN.

Gráficos A4. Datos observados y ajustados
(puntos básicos y porcentaje)



Fuente: Elaboración propia.

Pautas generales para la publicación en la Revista de Economía y Finanzas

Se invita a publicar en esta revista a investigadores, servidores públicos, profesionales, académicos y estudiantes de los diferentes niveles educativos, tanto nacionales como extranjeros, que pueden aportar su esfuerzo para lograr avances significativos en la frontera del conocimiento sobre la economía nicaragüense.

Los estudios deben ser sobre Nicaragua o que la incluyan como parte del análisis realizado. Éstos podrán abordar temas sobre economía, finanzas y otros que sean relevantes para el desarrollo del país, que contribuyan a entender las causas, las consecuencias y las vías de cambio para Nicaragua.

Se aceptará la participación de estudios que cumplan con los estándares de un documento de investigación. Para este efecto se deberá enviar una copia electrónica a los editores. El trabajo debe contar con un máximo de 40 páginas tamaño carta, tablas y cuadros incluidos. Debe incluir, además, un resumen con una extensión de 50 a 100 palabras y los datos del autor.

El rigor científico será el criterio principal de evaluación de los trabajos a ser publicados en la revista. Por tanto, los documentos serán sometidos a un proceso de referato similar al que se aplica en la mayoría de las revistas académicas.

Los trabajos se deben enviar a:

Oficina de Acceso a la Información Pública (OAIP)

oaip@bcn.gob.ni

Banco Central de Nicaragua

Teléfono: (505) 2255-7171

