

Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

2019

Volumen 6
Noviembre 2019

Modelación macroeconómica de probabilidad de *default*
Christian Alexander Bejarano Chavarría

Impacto de los *shocks* monetarios en las fases de recuperación y
contracción económica en Nicaragua
Oliver David Morales Rivas

Impulsos de demanda y restricciones externas al crecimiento:
Evidencia para Nicaragua 2006-2018
Ernesto Rafael Paredes Pérez

Inflación óptima en Nicaragua
William Alberto Mendieta Alvarado



Banco Central de Nicaragua

Emitiendo confianza y estabilidad

Revista de Economía y Finanzas
Vol 6-2019

© 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: Noviembre 2019

Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

2019

Volumen 6
Noviembre 2019

Editor

Mario Aráuz Torres – Gerente de Investigaciones Económicas del BCN

Comité Editorial

Ovidio Reyes Ramírez – Presidente del BCN

Sara Amelia Rosales Castellón – Gerente General del BCN

Nina Conrado Cabrera – Gerente de División Económica 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 sexto volumen de la Revista de Economía y Finanzas. Este volumen se constituye de cuatro estudios referidos al desempeño económico del país, abordando temas sobre: Modelación macroeconómica de probabilidad de *default*; Impacto de los *shocks* monetarios en las fases de recuperación y contracción económica en Nicaragua; Impulsos de demanda y restricciones externas al crecimiento: Evidencia para Nicaragua 2006-2018; e Inflación óptima en Nicaragua.

La primera investigación explora la incidencia del entorno macroeconómico en el nivel de riesgo de crédito, al que están expuestas las instituciones financieras en Nicaragua. El estudio intenta reforzar los resultados de investigaciones anteriores, construyendo un indicador de probabilidad de *default*, mediante el uso de un modelo econométrico de funciones de probabilidad acumulada. Los resultados sugieren que variables como la inflación y la tasa de interés activa, afectan negativamente la capacidad de pago de los deudores, mientras que aumentos en los salarios, en la actividad económica y el crecimiento del crédito, tienen un efecto positivo.

El segundo estudio intenta responder la siguiente interrogante: ¿Los *shocks* monetarios afectan de manera asimétrica los ciclos económicos en el país? Para responderla, se empleó un modelo de cambio de régimen *Markov Switching* y se aplicó un Vector Autorregresivo Estructural (SVAR), con el propósito de identificar *shocks* monetarios y evaluar su impacto en las fases de expansión y contracción económica de Nicaragua. La evidencia empírica demostró que los *shocks* monetarios durante 2002-2017, tuvieron efectos asimétricos sobre el ciclo económico. Como resultado, se estima que la brecha del producto en Nicaragua es más volátil en fases de contracción económica, por lo que en dichos episodios, ésta se habría contraído en promedio 2.12 puntos porcentuales. En cambio, en los períodos de expansión económica, la brecha del producto habría estado por arriba de su potencial, en 0.25 puntos porcentuales, en promedio.

La tercera investigación hace una aplicación empírica del modelo de crecimiento restringido por la balanza de pagos para el caso de Nicaragua, durante el período 2006-2018 y tiene como objetivo estudiar su validez y su capacidad de explicar el crecimiento económico observado. Este modelo y marco teórico orientado por el lado de la demanda, son puestos a prueba a través de la modelación econométrica de sus funciones y relaciones centrales. Los resultados muestran que los impulsos de demanda y las restricciones externas, explican en gran parte el crecimiento económico de Nicaragua. En este sentido, se evidencia una relación de largo plazo entre el crecimiento económico, el tipo de cambio real, el ingreso de los principales socios comerciales y los flujos externos.

Finalmente, el cuarto estudio analiza la dinámica de la inflación en Nicaragua. El documento aborda la siguiente pregunta: ¿Cuál es la tasa de inflación óptima para el desarrollo empresarial y que maximiza el bienestar de los hogares? Para responderla, se analiza la persistencia del proceso inflacionario, debido a su importancia sobre la toma de decisiones de política monetaria y cambiaria. Luego, se realiza un análisis de los costos de la inflación, para identificar los niveles inflacionarios propicios para la competitividad de las empresas, así como un mayor bienestar para los hogares. A partir de este análisis se sugiere que en el corto plazo el BCN reduzca la tasa de deslizamiento. Asimismo, en el mediano y largo plazo, debido a la alta persistencia inflacionaria y la incidencia de factores externos sobre la formación de precios, se recomienda evaluar la transición hacia un esquema de política monetaria más activo, con un anclaje más efectivo de las expectativas de inflación.

El contenido de la revista, así como el análisis y conclusiones que de ésta se derivan, son de exclusiva responsabilidad de los autores y bajo ninguna circunstancia puede considerarse que reflejan la posición oficial del BCN.

ÍNDICE



- 1 Modelación macroeconómica de probabilidad de *default*
Christian Alexander Bejarano Chavarría
- 37 Impacto de los *shocks* monetarios en las fases de recuperación y contracción económica en Nicaragua
Oliver David Morales Rivas
- 63 Impulsos de demanda y restricciones externas al crecimiento: Evidencia para Nicaragua 2006-2018
Ernesto Rafael Paredes Pérez
- 101 Inflación óptima en Nicaragua
William Alberto Mendieta Alvarado

Modelación macroeconómica de probabilidad de *default*

Christian Alexander Bejarano Chavarría*

Resumen

El ciclo financiero guarda una estrecha relación con el ciclo económico, ambos se ven reforzados, provocando que los períodos de expansión/recesión tiendan a ser más profundos. Esta investigación explora la incidencia del entorno macroeconómico en el nivel de riesgo de crédito al que están expuestas las instituciones financieras en Nicaragua. Se pretende reforzar los resultados de estudios anteriores, construyendo un indicador de probabilidad de *default*, mediante el uso de un modelo econométrico de funciones de probabilidad acumulada. Los resultados sugieren que variables como la inflación y la tasa de interés activa afectan negativamente la capacidad de pago de los deudores, mientras que aumentos en los salarios, en la actividad económica y el crecimiento del crédito, tienen un efecto positivo.

Palabras Clave: Probabilidad de *default*, riesgo de crédito, Nicaragua.

Código JEL: C58, C46, G32.

* El autor es Profesional Económico II de la Gerencia de Análisis Financiero del Banco Central de Nicaragua. Para comentarios comunicarse al correo: christian.bejarano.ch@gmail.com. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad del autor y no representa la posición oficial del BCN.

1. Introducción

El principal componente del Sistema Financiero Nacional (SFN) de Nicaragua es la emisión de crédito. Según el Informe Financiero de abril 2018 presentado por el Banco Central de Nicaragua (BCN), la cartera bruta de créditos correspondió al 65.5 por ciento del total de activos del SFN. Por otra parte, el saldo de la cartera bruta pasó de C\$53,079.9 millones en diciembre de 2011 a C\$164,739.7 millones a diciembre de 2017, es decir un crecimiento de 210.4 por ciento en tan solo 6 años.

Este extraordinario crecimiento del crédito fue consistente con el dinamismo de la economía nicaragüense durante el período indicado anteriormente, la cual sostuvo tasas de crecimiento del PIB real cercanas al 5 por ciento anuales. Previo a esto, el SFN sufrió dos períodos de estrés financiero: en el año 2000 con la crisis bancaria y en el año 2009 con la crisis financiera internacional.

En el primer caso, la contracción del crédito debido a la mala calidad de la cartera de los bancos que cerraron se trasladó al sector real de la economía, provocando una reducción de la tasa de crecimiento del PIB real desde 7 por ciento en 1999 hasta 0.75 por ciento en 2002. Por otro lado, la crisis financiera internacional implicó una contracción de la demanda externa, lo que desaceleró la economía y provocó un aumento de la tasa de impago, con lo cual, los bancos decidieron reducir cartera para mitigar su exposición de riesgo.

Caruana (2010) explica que la dinámica del sistema financiero y del ciclo real de la economía, provocan que ambas se vean reforzadas entre sí, incrementando la amplitud de los auges y caídas de dichos ciclos, socavando la estabilidad financiera y macroeconómica. La dinámica entre el ciclo financiero y el ciclo real de la economía es fuente de riesgo sistémico, es decir, el posible fallo simultáneo de varias instituciones financieras.

De acuerdo con IMF, BIS & FSB (2009), los efectos de una materialización de riesgo sistémico se pueden trasladar a la economía real de forma severa y prolongada; esto es debido a que las instituciones financieras recortan el

financiamiento de actividades productivas y consumo privado ante períodos de estrés financiero para destinar sus recursos a sectores considerados menos riesgosos, esto conlleva a una contracción tanto de la oferta como de la demanda de bienes.

Al ser el crédito el núcleo de las actividades financieras en Nicaragua, éste representa el mayor riesgo al que está expuesto el SFN (Čihák, 2014). Por lo tanto, es de particular relevancia determinar cómo el entorno macroeconómico incide en la capacidad de pago de los deudores y, por ende, en el nivel de riesgo al que están expuestas las instituciones financieras del país.

Por otra parte, el principal indicador de riesgo de crédito utilizado en Nicaragua es el ratio de cartera vencida sobre cartera bruta, el cual corresponde a una metodología de medición en el cual solo se contemplan las pérdidas incurridas y no prevé la posibilidad de futuros deterioros.

Esta debilidad del indicador llevó a que se introdujera una metodología de medición en el marco normativo de Basilea en el año 2006, la cual toma en consideración las expectativas de pérdida mediante la estimación de Probabilidad de *Default* (PD) de un activo financiero, es decir, la probabilidad de que un deudor no sea capaz de afrontar sus obligaciones financieras.

Por tanto, el presente documento tiene como objetivos:

- i. Construir un indicador de riesgo de crédito para el SFN que anticipe deterioros de cartera vencida, basado en el concepto de Probabilidad de *Default*, según los informes y estadísticas publicadas por la SIBOIF.
- ii. Evidenciar que el nivel de riesgo de crédito al que está expuesto el SFN depende de la evolución del entorno macroeconómico, mediante estimaciones por Máxima Verosimilitud de un modelo macroeconómico basado en funciones de distribución de probabilidad acumulada.

El estudio del vínculo entre el ciclo financiero y real es crucial en la elaboración del marco regulatorio preventivo, necesario para mitigar

riesgos que puedan afectar todas las entidades de un sistema financiero, y que tenga el potencial de generar afectaciones en la economía real.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera: La sección 2 hace revisión de la literatura relativa al riesgo de crédito, su vínculo con el entorno macroeconómico y las normativas vigentes en Nicaragua. La sección 3 detalla la construcción del indicador de riesgo de crédito y las variables macroeconómicas utilizadas en el modelo econométrico. La sección 4 describe el modelo econométrico. La sección 5 presenta resultados de las estimaciones y pruebas estadísticas. Por último, la sección 6 concluye.

2. Revisión de literatura

Según Maechler & Tieman (2014), los períodos de crisis como la depresión de 1930 y la crisis asiática a finales de los 90, tienen como característica común que los sistemas financieros, los bancos en particular, no administraban adecuadamente el riesgo de sus portafolios y los supervisores fallaron en la identificación de los riesgos de estas instituciones.

En este sentido, la detección previa de factores que inciden en los niveles de riesgo de las entidades financieras es clave para mantener la estabilidad financiera (Başarır, 2016). Desde la crisis financiera de 2009 ha crecido la literatura relativa al riesgo sistémico, es decir, aquellos factores que puedan afectar de forma simultánea a varias instituciones.

Según Caruana (2010) un shock sistémico puede ocurrir por dos factores: i) por la interrelación de las entidades financieras, si una institución se ve afectada por un shock negativo, ésta puede contagiar a las instituciones con quienes mantiene operaciones; y ii) la exposición simultánea de varias entidades a un mismo riesgo, esto sucede cuando las instituciones financieras no diversifican los sectores a los que ofrecen servicio.

El SFN se concentra en pocas instituciones, las tres instituciones más grandes acaparan el 73.0 por ciento de los activos totales del Sistema; además, la

cartera de crédito de la mayoría de las instituciones está concentrada en el sector comercial. Por tanto, en el caso de Nicaragua, cobra particular relevancia el estudio del riesgo sistémico.

El giro de negocio de la banca tradicionalmente ha estado enfocado en el crédito, siendo éste la principal fuente de riesgo de la mayoría de los sistemas bancarios (Čihák, 2014), materializándose en pérdidas para las instituciones financieras cuando el cliente incumple con sus obligaciones (FMI, 2006).

2.1 Marco normativo

Según la Norma de Gestión de Riesgo de Crédito de la SIBOIF (2010), se definen los días mora como “los días transcurridos desde la fecha de vencimiento de la cuota” y en los artículos 13 al 16 de dicha normativa se dictamina que las instituciones financieras deberán clasificar la cartera bruta de créditos de acuerdo con los días moras transcurridos:

Tabla 1. Clasificación de riesgo por días mora y tipo de cartera

Clasificación	Días de atraso			
	Consumo	Hipotecaria	Microcrédito	Comercial*
A	0 - 30	0 - 60	0 - 15	0 - 30
B	31 - 60	61 - 90	16 - 30	31 - 60
C	61 - 90	91 - 120	31 - 60	61 - 90
D	91 - 180	121 - 180	61 - 90	91 - 180
E	Más de 180	Más de 180	Más de 90	Más de 180

* : Se pueden considerar otros factores en la clasificación de la Cartera Comercial.

Fuente : Elaboración propia con base a Norma de Gestión de Riesgo de Crédito (2010).

Además, los créditos pagaderos en cuotas que no hubieran sido pagados en su fecha de vencimiento se trasladarán a vencidos una vez transcurridos 90 días mora. En la Tabla 2 se presenta la relación existente entre la clasificación de riesgo de un crédito comercial o de consumo y el estado de dicho crédito.

Por construcción, el indicador de cartera vencida no proporciona información respecto al nivel de riesgo de los créditos que están vigentes; esto implica que podría gestarse un deterioro de la calidad de la cartera de crédito sin verse reflejado en aumentos de cartera vencida.

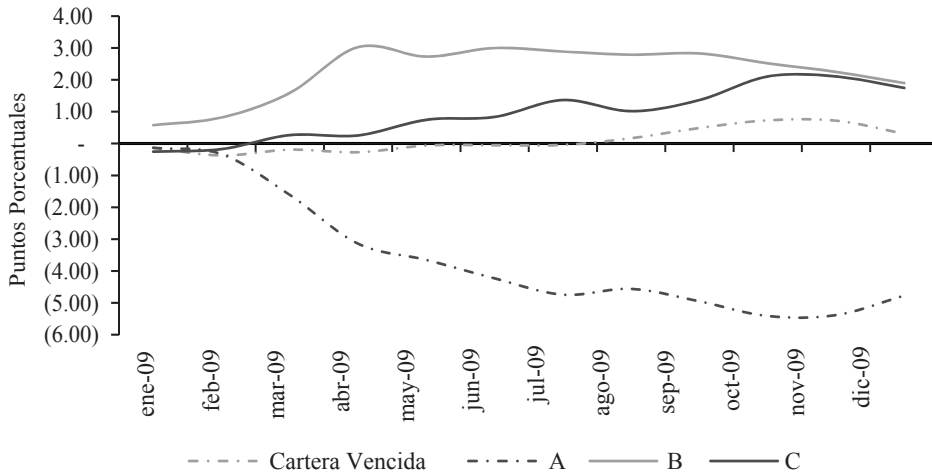
Tabla 2. Relación entre clasificación de riesgo y estado de crédito para créditos de consumo y comerciales

Días mora	0-30	31-60	61-90	91-180	Más de 180
Clasificación de riesgo	A	B	C	D	E
Estado de crédito	Cartera Vigente			Cartera Vencida	

Fuente: Elaboración propia con base a datos de SIBOIF (2010).

Por ejemplo, en el Gráfico 1 se puede apreciar que durante la crisis financiera de 2009 el aumento de cartera vencida fue precedido por la recomposición de la clasificación de riesgo de la cartera bruta, en la cual se refleja una menor participación de los créditos de clasificación A y una mayor participación de los créditos con clasificación B y C.

Gráfico 1. Variación acumulada desde diciembre 2008 de la participación de cada clasificación de riesgo y de cartera bruta en el total de cartera bruta



Fuente : Elaboración propia.

Por otro lado, esta misma normativa contempla la constitución de provisiones para cada cartera por categoría de riesgo. Ésta deberá aplicarse

sobre el saldo neto no cubierto por garantías líquidas^{1/} elegibles como mitigantes de riesgo y establece porcentajes de provisión por clasificación de riesgo que se detallan en la Tabla 3.

Tabla 3. Clasificación de riesgo por días mora y tipo de cartera

Clasificación de Riesgo	A*	B	C	D	E
% de Provisión (α_i)	1%	5%	20%	50%	100%

* : Cartera de consumo provisiona 2%.

Fuente: Elaboración propia con base a datos de SIBOIF (2010).

Se debe mencionar que este monto de provisiones es mínimo, con lo cual, cada institución puede aumentar sus provisiones si considera que el riesgo de pérdida asumido es mayor a lo que determina la norma, es decir:

$$\varphi_t = \sum_{i=A}^E (\alpha_i * Saldo\ neto\ no\ cubierto_{i,t}) + Provisiones\ Adicionales_t \quad (1)$$

Dónde: φ_t son las provisiones por incobrabilidad de cartera, este es el valor reflejado en los balances generales de los bancos; y α_i representa el porcentaje de cartera a provisionar.

El monto de provisiones debería reflejar el grado de exposición percibido por los bancos comerciales al riesgo crediticio. Sin embargo, la constitución de provisiones corresponde a un gasto y este castiga la adecuación de capital de dicho banco, por lo cual, uno esperaría que en períodos de poco estrés financiero los bancos provisionen el mínimo que exige la ley.

Esto implica que utilizar el monto de provisiones como una *proxy* del riesgo de crédito, podría estar distorsionado por la existencia de períodos de sobre provisionamiento. Es decir, las provisiones mínimas establecidas por ley podrían ser superiores a las potenciales pérdidas por deterioro de cartera.

1/ Las garantías líquidas son aquellas que pueden materializarse en efectivo de manera rápida y que posean documentación legal a diferencia de las garantías reales que tienen una realización en efectivo de mediano plazo.

En 2006, el Comité de Basilea introdujo una nueva forma de medición y administración del riesgo de crédito basada en las Pérdidas Esperadas (PE) de las instituciones, las cuales se estiman en base a tres componentes de riesgo:

- i) Exposición al Incumplimiento (EI): Es el estimado del monto expuesto a riesgo.
- ii) Pérdida Dado el Incumplimiento (PDI): El porcentaje del monto expuesto a riesgo que el banco perdería en caso de que el deudor incumpla.
- iii) Probabilidad de *Default* (PD): El porcentaje promedio de los créditos que incumplieron con sus obligaciones financieras.

2.2 Riesgo de crédito y ciclo económico

A nivel internacional, Virolainen (2004) construye un modelo macroeconómico de riesgo de crédito para determinar la tasa de *default* para el caso de Finlandia, mediante una transformación *logit* siguiendo la metodología de Wilson (1997). Fungáčová & Jakubík (2013) crean modelos satélites para la proyección de créditos vencidos y total de créditos para el caso de Rusia. Başarır (2016) estima mediante una función logística el ratio de créditos vencidos sobre cartera total para el caso de Turquía.

Zsigraiová (2014), mediante Factores Latentes y un modelo de Vectores Autorregresivos de Factores Aumentados (FAVAR), estima la relación entre la Probabilidad de *Default* del total de créditos y de varios sectores de la República Checa. Vazquez, Tabak, & Souto (2010), estiman mediante regresiones lineales, la relación entre el PIB y una transformación *logit* del ratio de créditos vencidos a cartera total, para cada categoría de crédito existente en Brasil.

Según Elizondo, Lemus, & Quintana (2010), la evolución temporal del riesgo sistémico se ve explicada por una dimensión procíclica que genera una dependencia del ciclo económico; diversos estudios demuestran

un vínculo entre el entorno macroeconómico y el nivel de riesgo de crédito, habitualmente enfocados en pruebas de estrés con modelos macroeconómicos.

Por ejemplo, Urcuyo (2010) y Bello (2011) encuentran relación entre el ratio de cartera vencida respecto al total de cartera, y variables macroeconómicas como el Índice de Actividad Económica (IMAE), inflación, tasa de interés activa y precio de *commodities* para el caso de Nicaragua.

Bello y Urcuyo (2011), utilizan un modelo de regresión asumiendo que la relación entre el riesgo de crédito y el entorno macroeconómico es lineal. Urcuyo (2010) por su parte, realiza una transformación logística del ratio de cartera vencida a cartera bruta, sin embargo, estima un modelo de regresión lineal e interpreta los parámetros de forma directa sin considerar la transformación realizada.

3. Información empírica

El Comité de Basilea (2001), establece un mínimo de cinco años en la modelación de Probabilidad de *Default*, razón por la cual, en el presente trabajo se establece una muestra de diez años de periodicidad mensual, comprendida desde abril de 2008 a marzo de 2018.

Para el cálculo de la Probabilidad de *Default* y los tres parámetros de riesgo se utilizan los datos publicados por la SIBOIF. Se excluyó información de aquellas instituciones que han desaparecido o se han integrado al SFN en el período de estudio, con el fin de evitar saltos excesivos. La cartera bruta a marzo 2018 de las instituciones restantes corresponde a 95.26 por ciento del SFN, por lo cual, la pérdida de información es relativamente pequeña.

Por otro lado, con base a los estudios de Urcuyo (2010), Bello y Urcuyo (2011) se seleccionó un conjunto de variables macroeconómicas que afectan la capacidad de pago de los deudores; esto es relevante dado que ante una menor capacidad de pago, se espera que aumente la probabilidad de impago y se incremente el nivel de riesgo crediticio.

3.1 Probabilidad de *Default* (PD)

3.1.1 Exposición al Incumplimiento (EI)

Se utilizará como saldo Expuesto al Incumplimiento (EI) los montos de cartera de crédito por calificación de riesgo, ésta no se encuentra directamente en los informes de la SIBOIF, por lo tanto, se utilizará el monto de Cartera Bruta (CB) y la Clasificación de Riesgo (CR) para su cálculo.

Los montos de cartera por clasificación de riesgo se calcularon a partir de la ecuación 2.

$$EI_{t,i} = CR_{t,i} * CB_t \quad (2)$$

En base a las Tablas 1 y 2, se realiza el supuesto de que todo crédito clasificación D o E, han superado los días mora mínimos para ser trasladados a cartera vencida^{2/}. Por ende, se consideran como montos expuestos al incumplimiento solamente las carteras A, B, C.

3.1.2 Pérdida Dado Incumplimiento (PDI)

Según la Norma de Gestión de Riesgo de Crédito, en la constitución de provisiones es necesario obtener el saldo neto no cubierto ($SNCC_t$) y el porcentaje de provisiones por cartera de crédito (α_i), es decir:

$$\varphi_t = \sum_{i=A}^E (\alpha_i * SNCC_{t,i}) + Provisiones Adicionales_t \quad (3)$$

Considerando que:

$$SNCC_{t,i} = EI_{t,i} - GL_{t,i} \quad (4)$$

2/ No en todos los tipos de créditos ocurre lo anterior; sin embargo, la cartera comercial y de consumo representan aproximadamente 82 por ciento del total de cartera bruta por lo cual el supuesto no pierde validez.

Donde EI: Exposición al Incumplimiento y GL: Garantías Líquidas

A partir del saldo neto no cubierto se puede construir una *proxy* de la PDI

$$SNCC_t = EI_{t,i} \left(1 - \frac{GL_{t,i}}{EI_{t,i}} \right) = EI_{t,i} * PDI_{t,i} \quad (5)$$

Sustituyendo 4 en 5 se obtiene:

$$\varphi_t = \sum_{i=A}^E (\alpha_i * EI_{t,i} * PDI_{t,i}) + Provisiones Adicionales_t \quad (6)$$

Dado que se tiene acceso a los montos de cartera de crédito por clasificación de riesgo, se puede obtener el monto de provisiones sobre el saldo bruto de la cartera sin garantías (δ_t):

$$\delta_t = \sum_{i=A}^E (\alpha_i * EI_{t,i}) \quad (7)$$

A pesar de poseer las clasificaciones de riesgo de cartera bruta, los informes de estratificación de carteras se encuentran en periodicidad trimestral. Por esta razón, se utilizó el método de interpolación *Cubic Spline* expuesto por McKinley & Levine (1998) para obtener una serie mensual. Además, no existe información anterior al primer trimestre del 2015 para uno de los bancos, por lo que en la estimación del PDI fue suprimido^{3/}.

La estratificación de créditos es necesaria porque la cartera de consumo provisiona 2 por ciento (véase Tabla 2); y se procedió a aproximar la tasa de provisión de la cartera A mediante:

$$\alpha_A = \left(CB_t + \frac{C. Consumo_t}{CB_t} \right) * 1\% \quad (8)$$

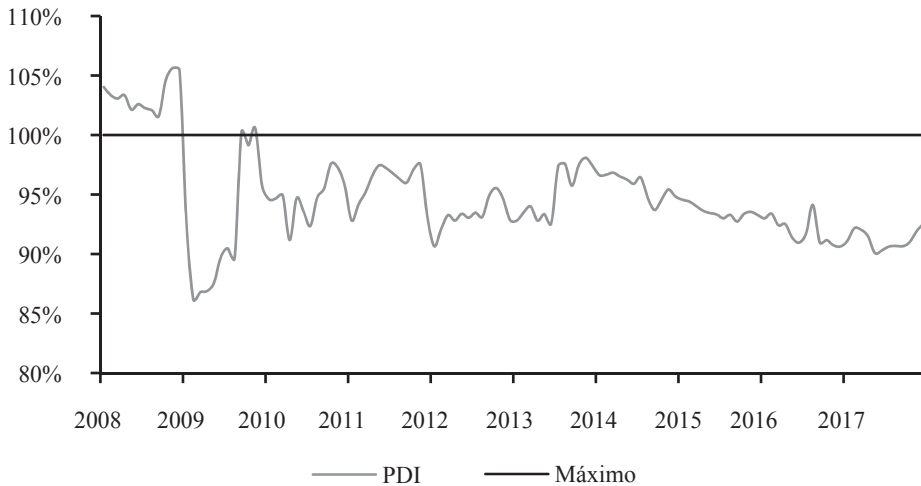
3/ Dicha institución a marzo 2018 representó el 15.2 por ciento del total de Cartera de Consumo del SFN reducido.

Dividiendo (6) entre (7):

$$\frac{\varphi_t}{\delta_t} = \frac{\sum \alpha_i * EI_{t,i} * PDI_i}{\delta_t} = \sum_{i=A}^E (\omega_i * PDI_i) \quad (9)$$

Donde ω_i corresponde a un factor de ponderación relativo al peso de cada categoría de riesgo en la constitución de provisiones^{4/}. Dado que no se posee información desagregada de φ_t , se considerará un PDI agregado.

Gráfico 2. Pérdida dado incumplimiento del SFN



Fuente: Elaboración propia.

El máximo valor de PDI que se puede asumir es de 100 por ciento; los puntos que superen este umbral deberán ser imputados con valor de 100 por ciento, estos puntos representan un 11.7 por ciento de las observaciones. Los valores imputados se concentran en el año 2008, esto tiene sentido al afrontar una crisis financiera dado que los bancos perciben un mayor riesgo y son más propensos a constituir provisiones adicionales a las exigidas por la normativa. Este efecto se diluiría con el aumento en los niveles de mora y por ende en el nivel de provisiones que exige la ley, por lo cual, el indicador muestra una clara reducción en 2009.

4/ $\omega_i = \frac{\alpha_i * EAD_{t,i}}{\delta_t}$

3.1.3 Probabilidad de *Default* (PD) por clasificación de riesgo

Simons & Rolwes (2009) definen la probabilidad de *default* o *default* como el cociente de créditos en impago y el total de créditos, es decir:

$$PD_t = \frac{\text{No. créditos en defaults en } t}{\text{Total de créditos en } t} \quad (10)$$

Fungáčová & Jakubík (2013), Zsigraiová (2014) y Vukic (2014) utilizan la premisa de que al hacerse efectiva esta probabilidad deben existir cambios en los montos de Cartera Vencida (CV), es decir:

$$\Delta CV_t = PD_{t-1} * (\text{Total de Cartera}_{t-1} - CV_{t-1}) - rCV_{t-1} \quad (11)$$

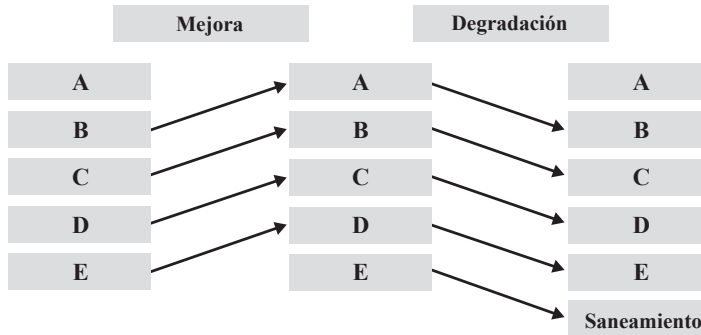
Donde r representa la tasa de saneamiento de la cartera vencida, despejando de 11:

$$PD_{t-1} = \frac{\Delta CV_t + rCV_{t-1}}{(\text{Total de Cartera}_{t-1} - CV_{t-1})} \quad (12)$$

Bajo el supuesto de que las clasificaciones de riesgo dependen únicamente de los días mora, se puede utilizar un análisis incremental para estructurar un sistema de ecuaciones. Peña (2013) identifica tres posibles estados: permanencia, mejora y degradación; siendo estos dos últimos los que generan variaciones en las carteras clasificadas por riesgo.

En la Figura 1 se muestran los movimientos de mejora y degradación para cada categoría de riesgo. Al depender las clasificaciones de riesgo enteramente de los días mora, se asume que un crédito solo puede moverse hacia la categoría de riesgo inmediatamente superior o inferior.

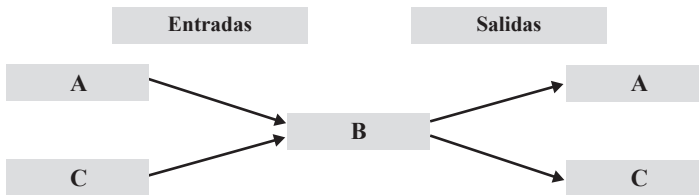
Figura 1. Movimientos de mejora y degradación de categoría de riesgo



Fuente : Elaboración propia con base a datos de SIBOIF (2010).

Las variaciones de las carteras clasificadas por riesgo pueden ser positivas en el caso de recibir créditos de las categorías inferior o superior, a éstas las llamaremos entradas; y negativas en el caso de enviar créditos a las categorías inferior o superior, las cuales llamaremos salidas. Se hace una descripción de lo anterior mediante la Figura 2 utilizando como ejemplo la categoría de riesgo tipo B.

Figura 2. Movimientos de entrada y salida de créditos por categoría de riesgo



Fuente : Elaboración propia con base a datos de SIBOIF (2010).

Estos movimientos de entrada y salida se expresan matemáticamente de la siguiente forma:

$$\Delta EI_{t,i} = \Gamma_i' \Lambda_i$$

$$\Gamma_i = \begin{pmatrix} -PI_{t-1,i} \\ -PM_{t-1,i} \\ PI_{t-1,j} \\ PM_{t-1,k} \end{pmatrix}, \quad \Lambda_i = \begin{pmatrix} EI_{t-1,i} \\ EI_{t-1,j} \\ EI_{t-1,k} \end{pmatrix}; \quad (i, j, k) = \begin{cases} (B, A, C) \\ (C, B, DE) \\ (DE, C, 0)^* \end{cases} \quad (13)$$

* Se utiliza el subíndice 0 con el fin de denotar la no existencia de una categoría inferior a CV.

El sistema 13 posee más variables que ecuaciones resultando en un sistema con infinitas soluciones por lo que se introduce el supuesto de que todas las probabilidades de mejora (PM) son iguales a 0, esto nos permite obtener la probabilidad de *default* de cada clasificación de riesgo:

$$PD_{t-1,j} = \frac{\Delta EI_{t,i} + PD_{t-1,i} * EI_{t-1,i}}{EI_{t-1,j}} \quad (14)$$

$$(i,j) = \begin{cases} (B,A) \\ (C,B) \\ (DE,C) \end{cases}$$

Geršl & Seidler (2010) expresan que la tasa de saneamiento (denotada como $PD_{t-1,CV}$) varía en el tiempo debido a políticas internas de los bancos, el utilizar una constante provoca que en períodos se subestime o sobrestime la PD de la categoría inmediatamente superior. Sin embargo, no se cuenta con información que permita calcular la tasa de saneamiento de los créditos de cartera DE, por lo cual se supone un valor de 20 por ciento.

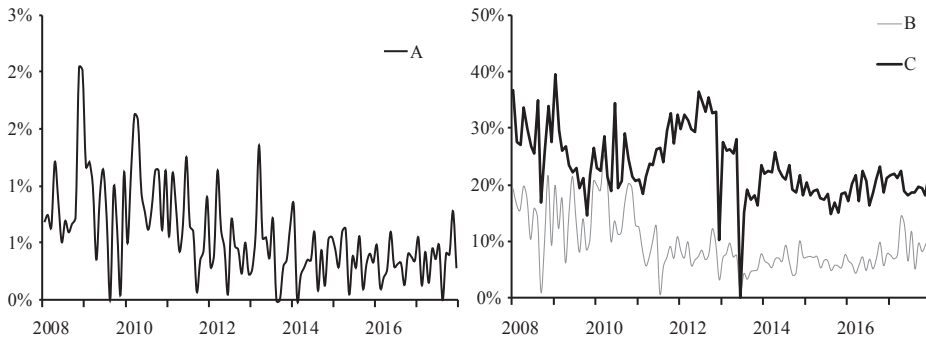
El supuesto de probabilidad de mejora igual a cero posee un efecto ambiguo en las probabilidades de incumplimiento o *default*. Sin embargo, por norma general se puede esperar que, si castiga a la categoría de riesgo superior, se premie a la categoría de origen, y viceversa. Aquellos períodos en los que la probabilidad de *default* fuese negativa, se le imputó un valor de 0.

En la Tabla 4 se presentan algunos estadísticos descriptivos y en el Gráfico 3 se presenta la evolución histórica de la probabilidad de *default* por categoría de riesgo.

Tabla 4. Estadísticos descriptivos de la PD por categoría de riesgo

Clasificación de Riesgo	Promedio	Máximo	Valores imputados
A	0.57%	2.03%	1.39%
B	9.64%	25.45%	0.42%
C	23.29%	39.44%	0.42%

Fuente: Elaboración propia.

Gráficos 3. Evolución histórica de la PD por clasificación de Riesgo

Fuente: Elaboración propia.

Fuente: Elaboración propia.

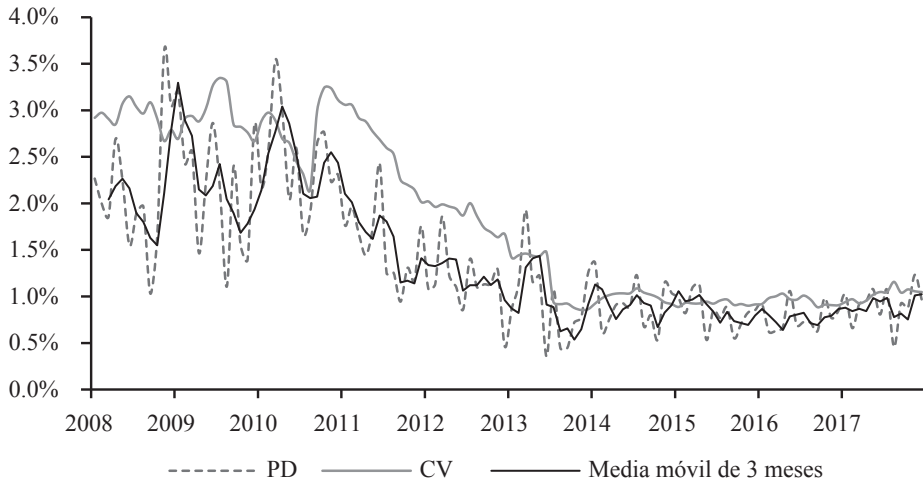
3.1.4 Probabilidad de *Default* global

Finalmente, la Probabilidad de *Default* para el SFN está dada por:

$$\begin{aligned}
 PD_t &= \frac{PDI_t * \sum_{i=A}^C (EI_{t,i} * PD_{t,i})}{\sum_{i=A}^C EI_{t,i}} = \sum_{i=A}^C (\psi_{t,i} * PD_{t,i}) \\
 \psi_{t,i} &= \frac{(EI_{t,i} * PDI_t)}{EI_t} \\
 EI_t &= \sum_{i=A}^C EI_{t,i}
 \end{aligned} \tag{15}$$

Con esta operación se obtiene una PD ponderada por cada clasificación de riesgo. En el Gráfico 4 se presenta la PD del SFN junto al indicador de Cartera Vencida sobre Cartera Total. Se observa que exhiben un comportamiento similar, un elevado nivel de riesgo por la crisis financiera de 2009 seguido por una reducción paulatina del mismo.

Gráfico 4. Comparativo PD y CV



Fuente : Elaboración propia.

Tomando en consideración la forma en que fue estructurado el indicador y la evidencia gráfica, se presume que la PD estimada es capaz de anticipar los movimientos de la cartera vencida, por lo cual, se realiza el *test* de procedencia temporal de Granger (1969).

Baltodano (2017) realiza este *test* sobre series en niveles y sobre sus tendencias utilizando el filtro de Hodrick-Prescott (1997). Sin embargo, la PD estimada es una serie muy volátil, por lo cual, se realizará el *test* únicamente sobre las series de tendencia^{5/}.

Tabla 5. Prueba de procedencia temporal de Granger (*p-values*)

Rezagos	Hipótesis nula	
	CV /CT no precede a PD	PD no precede a CV/CT
1	31%	0%
3	47%	0%
6	15%	0%
9	30%	0%
12	1%	0%

Fuente: Elaboración propia.

5/ Se utilizó un valor Lambda de 9 para el suavizamiento.

Según la Tabla 5, la PD estimada precede en el sentido de Granger a la razón CV/CT en todos los rezagos, hasta un año. La Cartera Vencida aparenta ser significativa en el rezago número 12. Sin embargo, esto se debe a que ambas series se estabilizan a partir de 2014^{6/}.

3.2 Variables macroeconómicas

Las variables macroeconómicas utilizadas en el presente estudio son: la tasa de crecimiento interanual del Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE), el Índice de Precios al Consumidor (IPC), el crédito al sector privado, el salario promedio real de los asegurados del INSS, la tasa de interés activa en moneda extranjera, y la relación crédito/PIB.

La selección de variables se basó en los trabajos realizados por Urcuyo (2010), Bello y Urcuyo (2011) para el caso de Nicaragua, por Simons et al. (2009) y Zsigraiová (2014). No se consideran variables del sector externo como exportaciones y remesas.

3.2.1 Índice de Actividad Económica (IMAE)

El IMAE es el principal indicador del ciclo económico. Cuando el crecimiento de la actividad económica es bajo se espera que las empresas generen pocos ingresos, aumentando el riesgo de no afrontar sus obligaciones crediticias (Simons et al., 2009). Por lo tanto, se espera una relación negativa entre el crecimiento del IMAE y la Probabilidad de *Default*.

3.2.2 Inflación

Según Urcuyo (2010), Bello y Urcuyo (2011) un aumento en la inflación deteriora la capacidad de pago de los deudores, sin embargo, Jakubík (2007) encuentra una relación negativa entre la inflación y el riesgo de

6/ La Probabilidad del *test* de Procedencia Temporal de Granger evaluado para el período 2008-2013 es de 13.71 por ciento en el caso de CV sobre PD.

crédito para el caso de Finlandia. Esto se debe al hecho de que la inflación devalúa los créditos en el tiempo (Zsigraiová, 2014), transfiriendo riqueza a los deudores y mejorando así su situación crediticia.

3.2.3 Tasa de interés activa

En líneas generales, las mayores tasas de interés aumentan la carga financiera para el deudor, además, se debe contemplar que la Ley General de Bancos, Instituciones Financieras No Bancarias y Grupos Financieros (2005), permite el cobro de un interés moratorio de un máximo del 50 por ciento de la tasa de interés pactada en el contrato, agravando más la posición del cliente.

3.2.4 Salarios reales

El aumento en los salarios reales mejora la capacidad de pago de los deudores (Bello & Urcuyo, 2011), por lo cual se espera una relación negativa entre el incremento de los salarios y el riesgo de crédito.

3.2.5 Crecimiento del crédito

Bello y Urcuyo (2011) vincula el crecimiento del crédito con ciclos expansivos, que una vez finalizados generan aumentos del riesgo. Por lo tanto, afirma que en el mediano plazo debería existir una relación positiva entre estas dos variables.

Sin embargo, el nivel de crédito en la economía puede ser tal que aún no se haya agotado la base de potenciales clientes de alta calidad, generando que aumentos en la emisión de créditos reduzca el nivel de riesgo como porcentaje de la cartera.

Además, niveles bajos de riesgo de crédito funcionan como incentivo a la emisión de créditos y en el período de estudio se encontró una reducción considerable del mismo posterior a la crisis financiera de 2009.

3.2.6 Resumen

En la Tabla 6 se presenta una descripción breve de las variables macroeconómicas mencionadas en las subsecciones anteriores.

Tabla 6. Descripción de las variables macroeconómicas seleccionadas

Variable	Descripción	Fuente
IMAE	Tasa de variación interanual del IMAE	BCN
Inflación	Tasa de variación interanual del Índice de precios al consumidor (IPC)	BCN
Tasa de interés activa	Tasa de interés activa promedio ponderada en dólares	BCN
Salarios reales	Tasa de variación interanual del salario promedio real de los asegurados del Instituto Nicaragüense de Seguridad Social (INSS)	BCN
Crecimiento del crédito	Tasa de variación interanual del Crédito Privado	Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA)

Fuente: Elaboración propia.

4. Método

Se detalla la modelación econométrica utilizada para evidenciar que el entorno macroeconómico incide en el nivel de riesgo de crédito al que están expuestos los bancos. Se utiliza el método de Máxima Verosimilitud para estimar un modelo de distribuciones de probabilidad. Esto corresponde a formas no lineales, por lo que los parámetros a estimar no tienen una interpretación directa. Es necesaria la estimación de los efectos marginales de las variables y los errores standard de estos nuevos parámetros.

4.1 Modelo econométrico

Según Jakubík (2006) se da un evento de incumplimiento cuando el retorno del activo i es menor que un límite T :

$$R_{t,i} < T \quad (16)$$

El valor del límite T se ve influenciado por el entorno macroeconómico, de modo que cuando nos encontramos en etapas de expansión económica, el valor de T es mayor (Jakubík, 2006). Por lo tanto, este límite puede ser modelado mediante variables macroeconómicas:

$$T = \beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{t,j} \quad (17)$$

Donde $X_{t,j}$ es la j -ésima variable macroeconómica explicativa en el período t , β_j es el coeficiente de la j -ésima variable macroeconómica.

Entonces, la probabilidad de *default* del individuo i estará dado por:

$$PD = P(R_{t,i} < T) = P\left(R_{t,i} < \beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{t,j}\right) = F\left(\beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{t,j}\right) \quad (18)$$

Donde F corresponde a una función de probabilidad acumulada.

Se utilizarán la función de distribución acumulada normal standard (Véase Jakubík 2006, Zsigraiová 2014 y Rösch 2003).

$$\phi(T) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{T^2}{2}\right) \quad (19)$$

Y la función de distribución acumulada logística (Véase Vukić 2014, Virolainen 2004, Urcuyo, 2010).

$$\Lambda(T) = \frac{\exp(T)}{1 + \exp(T)} \quad (20)$$

Jakubík (2006) demuestra mediante la ley de los grandes números que la probabilidad de incumplimiento de todo el portafolio es igual a la

probabilidad de incumplimiento del individuo i cuando el número de deudores en un portafolio es elevado.

4.2 Estimación mediante máxima verosimilitud

Se asume que los errores de estimación ε_t siguen una distribución normal, tienen media 0 y varianza σ^2 :

$$f(\varepsilon_t, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{\varepsilon_t^2}{2\sigma^2}\right) \quad (21)$$

Dado que:

$$\varepsilon_t = PD_t - F\left(\beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{t,j}\right) \quad (22)$$

La distribución de probabilidad depende de la varianza de los errores y los valores β_j :

$$f(\varepsilon_t; \sigma, \beta_j) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{[PD_t - F(\beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{t,j})]^2}{2\sigma^2}\right\} \quad (23)$$

Por lo tanto, la función de Máxima Verosimilitud (MV) Promedio^{7/} está dada por:

$$\begin{aligned} \ln L_T(\sigma, \beta_j) &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \ln f(\varepsilon_t; \sigma, \beta_j) \\ &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left\{ -\frac{1}{2} \ln 2\pi\sigma^2 - \frac{[PD_t - F(\beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{t,j})]^2}{2\sigma^2} \right\} \\ &= -\frac{1}{2} \ln 2\pi\sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2 T} \sum_{t=1}^T \left[PD_t - F\left(\beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{t,j}\right) \right]^2 \end{aligned} \quad (24)$$

Se estiman los valores β_j y σ^2 que maximicen la ecuación 24

7/ Véase Martin, Hum, & Harris (2012).

4.3 Efectos marginales

Al ser funciones no lineales, los coeficientes estimados no poseen una interpretación directa, por lo tanto se debe calcular el efecto marginal para conocer la reacción de la PD ante cambios en las variables $X_{j,t}$

$$\gamma_j = \frac{\partial F(\beta_0 + \sum_{i=1}^N \beta_i X_{t,i})}{\partial X_j} \quad (25)$$

Según Greene (2012), los efectos marginales de una distribución normal están dados por:

$$\gamma_j = \beta_j * \phi \left(\beta_0 + \sum_{i=1}^N \beta_i \bar{X}_i \right) \quad (26)$$

Y en el caso de una distribución logística:

$$\gamma_j = \beta_j * \Lambda \left(\beta_0 + \sum_{i=1}^N \beta_i \bar{X}_i \right) * \left[1 - \Lambda \left(\beta_0 + \sum_{i=1}^N \beta_i \bar{X}_i \right) \right] \quad (27)$$

Donde γ_j es el efecto marginal de X_j , β_j es el coeficiente estimado por Máxima Verosimilitud, ϕ es la función de probabilidad normal estándar y Λ la función de probabilidad logística.

4.4 Delta errores estándar

Los errores estándar de los efectos marginales serán calculados mediante el método delta (véase Greene 2012), la matriz de varianzas y covarianzas asintótica está dada por:

$$\Sigma = \Psi \Omega \Psi' \quad (28)$$

Donde Ω es la matriz de varianzas estimada por Máxima Verosimilitud y Ψ es el Jacobiano de los Efectos Marginales:

$$\Psi = \begin{pmatrix} \frac{\partial \gamma_1}{\partial \beta_1} & \dots & \frac{\partial \gamma_1}{\partial \beta_i} & \dots & \frac{\partial \gamma_1}{\partial \beta_n} \\ \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial \gamma_j}{\partial \beta_1} & \dots & \frac{\partial \gamma_j}{\partial \beta_i} & \dots & \frac{\partial \gamma_j}{\partial \beta_n} \\ \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial \gamma_n}{\partial \beta_1} & \dots & \frac{\partial \gamma_n}{\partial \beta_i} & \dots & \frac{\partial \gamma_n}{\partial \beta_n} \end{pmatrix} \quad (29)$$

El Jacobiano de los efectos marginales depende de la distribución utilizada y se detalla en la siguiente subsección.

4.4.1 Jacobiano de los efectos marginales de una distribución normal estándar

Derivando (26) respecto a β_i :

$$\frac{\partial \gamma_j}{\partial \beta_i} = \begin{cases} \phi(T) + \beta_j * \frac{\partial \phi(T)}{\partial \beta_i}, & i = j \\ \beta_j * \frac{\partial \phi(T)}{\partial \beta_i}, & i \neq j \end{cases} \quad (30)$$

Derivando respecto (19) respecto β_i

$$\begin{aligned} \frac{\partial \phi(T)}{\partial \beta_i} &= -\frac{1}{2} * \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{T^2}{2}\right) * \frac{\partial(T^2)}{\partial \beta_i} \\ &= -\frac{1}{2} * \phi(T) * 2T * \bar{X}_i \\ &= -\frac{\gamma_j}{\beta_j} * T * \bar{X}_i \end{aligned} \quad (31)$$

Sustituyendo (31) en (30)

$$\frac{\partial \gamma_j}{\partial \beta_i} = \begin{cases} \phi(T) - \gamma_j * T * \bar{X}_i, & i = j \\ -\gamma_j * T * \bar{X}_i, & i \neq j \end{cases} \quad (32)$$

La expresión 32 corresponde a los elementos de la matriz Ψ .

4.4.2 Jacobiano de los efectos marginales de una distribución Logística

Derivando (27) respecto a β_i

$$\frac{\partial \gamma_j}{\partial \beta_i} = \begin{cases} \Lambda(T) - \Lambda(T)^2 + \beta_j * \left[\frac{\partial \Lambda(T)}{\partial \beta_i} - 2\Lambda(T) \frac{\partial \Lambda(T)}{\partial \beta_i} \right], & i = j \\ \beta_j * \left[\frac{\partial \Lambda(T)}{\partial \beta_i} - 2\Lambda(T) \frac{\partial \Lambda(T)}{\partial \beta_i} \right], & i \neq j \end{cases} \quad (33)$$

$$\frac{\partial \gamma_j}{\partial \beta_i} = \begin{cases} \Lambda(T) - \Lambda(T)^2 + \beta_j * \frac{\partial \Lambda(T)}{\partial \beta_i} * [1 - 2\Lambda(T)], & i = j \\ \beta_j * \frac{\partial \Lambda(T)}{\partial \beta_i} * [1 - 2\Lambda(T)], & i \neq j \end{cases}$$

Derivando (20) respecto β_i

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Lambda(T)}{\partial \beta_i} &= \frac{e^T * \bar{X}_i * (1 + e^T) - e^{2T} * \bar{X}_i}{(1 + e^T)^2} \\ &= \bar{X}_i * \left\{ \frac{e^T}{(1 + e^T)} - \left[\frac{e^T}{(1 + e^T)} \right]^2 \right\} \\ &= \bar{X}_i * \Lambda(T) * [1 - \Lambda(T)] \\ &= \bar{X}_i * \frac{\gamma_j}{\beta_j} \end{aligned} \quad (34)$$

Sustituyendo (34) en (33)

$$\frac{\partial \gamma_j}{\partial \beta_i} = \begin{cases} \Lambda(T) - \Lambda(T)^2 + \gamma_j * \bar{X}_i * [1 - 2\Lambda(T)], & i = j \\ \gamma_j * \bar{X}_i * [1 - 2\Lambda(T)], & i \neq j \end{cases} \quad (35)$$

La expresión 35 corresponde a los elementos de la matriz Ψ .

4.5 Medidas de ajuste

Con el fin de conocer que distribución de probabilidad nos permite tener mejor ajuste se proyecta todo el período de estudio y se estiman las siguientes medidas de ajuste:

Raíz del Error Cuadrático Medio (RMSE)

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (PD_t - \bar{PD}_t)^2}{T}}$$

Error Porcentual Medio Absoluto (MAPE)

$$MAPE = \frac{\sum_{t=1}^T \left| \frac{PD_t - \widehat{PD}_t}{PD_t} \right|}{T}$$

Mientras menores sean los valores RMSE y MAPE, mejor será el ajuste del modelo.

5. Resultados

En primer lugar, se estimaron diversas configuraciones de la ecuación (18) mediante MVL, bajo el supuesto de normalidad de los errores y se seleccionó aquella que minimizó el criterio de información de Akaike (AIC). El modelo seleccionado es el siguiente:

$$PD_t = F(\beta_0 + \beta_1 IMAE_t + \beta_2 In_{t-3} + \beta_3 TA_{t-2} + \beta_4 SR_{t-1} + \beta_5 Cr_{t-3}) \quad (36)$$

Donde F es una función de distribución de probabilidad acumulada; $IMAE_t$ es el crecimiento interanual del $IMAE$; In_t es la tasa de variación interanual del Índice de Precios al Consumidor; TA_t es la Tasa de Interés Activa promedio ponderada en Dólares; SR_t es la variación interanual del salario real de los asegurados del INSS; Cr_t es la tasa de variación interanual del crédito privado.

Los residuos de la ecuación 36 poseen autocorrelación, lo cual no afecta la consistencia de los parámetros. Sin embargo, invalida los estadísticos para realizar inferencia (Wooldridge 2013). Según Greene (2012), la autocorrelación puede darse por la omisión de variables relevantes que están correlacionadas en el tiempo, por lo cual se propone la estimación del modelo 36 con la inclusión de la variable dependiente rezagada. Es decir:

$$PD_t = F(\beta_0 + \beta_1 IMAE_t + \beta_2 In_{t-3} + \beta_3 TA_{t-2} + \beta_4 SR_{t-1} + \beta_5 Cr_{t-3} + \alpha_1 PD_{t-1}) \quad (37)$$

Dado que no se pueden interpretar los parámetros por la no linealidad del modelo, se computan los efectos marginales para conocer cómo reacciona la PD ante cambios en las variables macroeconómicas, las cuales se presentan en Tabla 7.

Si bien se utilizaron dos distribuciones de probabilidad diferentes, los signos corresponden a los esperados en ambos casos; aumentos en la inflación y tasa de interés generan aumentos en el riesgo de crédito y aumentos en la actividad económica y salarios generan una disminución en el riesgo de crédito.

Existe evidencia de una relación negativa entre el crecimiento del crédito y la probabilidad de *default*. Estos resultados van en línea con los presentados por Bello y Urcuyo (2011) y Urcuyo (2010) a excepción del caso de la tasa de crecimiento del crédito. Bello y Urcuyo (2011) argumenta que en el mediano plazo se debería esperar una relación positiva, sin embargo, en el corto plazo la relación es negativa.

Como se había mencionado anteriormente, el nivel de crédito en la economía puede encontrarse en un nivel subóptimo, porque aún no se han captado a todos los buenos clientes, o a los existentes se les ha restringido su nivel de apalancamiento. Esto conlleva a que expansiones del crédito disminuyan la proporción de créditos vencidos respecto al total de cartera.

Al igual que los signos, la significancia de los parámetros es muy similar entre distribuciones. La inflación es significativa al 10 por ciento de confianza, la tasa de interés y la PD rezagada un período, son significantes al 5 por ciento de confianza. Las demás variables son significantes al 1 por ciento de confianza.

Sin embargo, las magnitudes pueden variar al usar una distribución normal o una logística; según Greene (2012), ambas distribuciones de probabilidad arrojan resultados muy similares cuando el valor del límite T se encuentra entre el intervalo de valores $[-1.2, 1.2]$ y, en este caso, el valor T medio se encuentra por debajo de este intervalo. La distribución logística tiende a generar efectos marginales más elevados.

Urcuyo (2010), sugiere realizar proyecciones de variables macroeconómicas para poder darle seguimiento al nivel de riesgo de crédito. Sin embargo, si no se toma en consideración esta diferencia de magnitudes a raíz de la

distribución de probabilidad a utilizar, se puede sobreestimar o subestimar el nivel de riesgo de crédito futuro y por ende tomar decisiones de política económica erróneas.

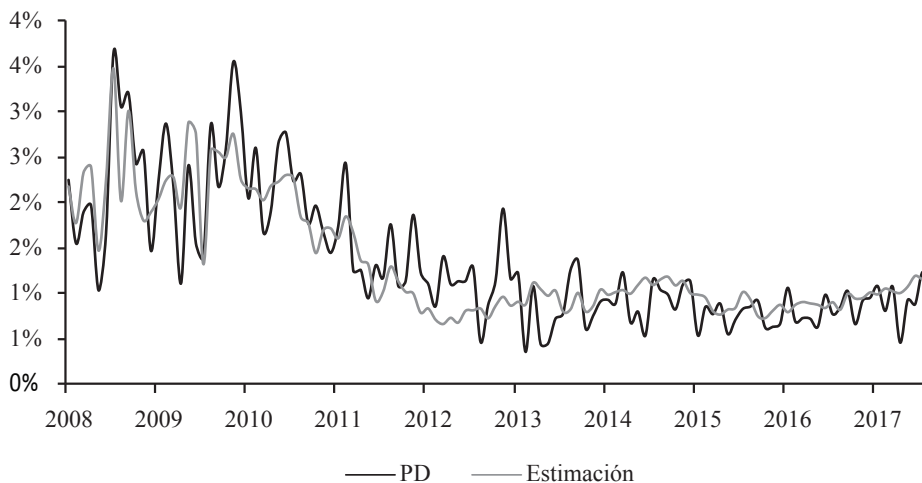
Tabla 7. Efectos marginales (Dy/Dx), pruebas de hipótesis y medidas de ajuste

Variable (# Rezagos)	Distribución			
	Normal		Logística	
	Dy/Dx	<i>p-values</i>	Dy/Dx	<i>p-values</i>
IMAE	-0.011	0.000	-0.027	0.000
Inflación (-3)	0.007	0.077	0.019	0.053
Tasa de interés (-2)	0.045	0.026	0.107	0.035
Salarios (-1)	-0.016	0.001	-0.038	0.002
Crec. crédito (-3)	-0.009	0.000	-0.023	0.000
PD (-1)	0.074	0.015	0.178	0.018
Hipótesis nula:		<i>p-values</i>		
Autocorrelación	0.9477		0.9160	
No normalidad	0.7654		0.7028	
Efectos ARCH	0.5973		0.5955	
		Medidas de ajuste		
RMSE	0.0036		0.0036	
MAPE	0.2599		0.2596	

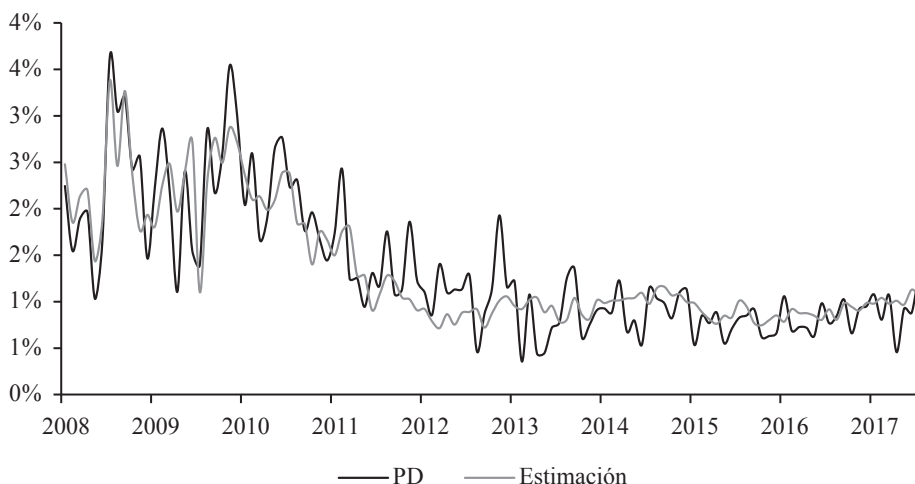
Fuente: Elaboración propia.

Los errores de estimación son normales, no tienen efectos ARCH y no poseen autocorrelación (véase Tabla 7). Respecto a las medidas de ajuste, no existen diferencias sustanciales entre la utilización de una distribución de probabilidad en particular. En el Gráfico 5 y 6 se presentan la serie original y el ajuste por distribución.

El período de crisis financiera de 2009 está lleno de *outliers* que generan una alta volatilidad de la serie en cuestión. Esto pudo haber incidido en el hecho de que el modelo posee un muy buen ajuste en este período, pero pierde poder de ajuste a medida que se supera la crisis.

Gráfico 5. Ajuste de una distribución normal

Fuente : Elaboración propia.

Gráfico 6. Ajuste de una distribución logística

Fuente : Elaboración propia.

Se evidencia que el desempeño macroeconómico es clave en la determinación de la capacidad de pago de los deudores. Por tanto, explica el nivel de riesgo crediticio percibido por el SFN. Lo anterior corrobora los resultados de Urcuyo (2010), Bello y Urcuyo (2011), mediante un método econométrico alternativo.

Una de las limitaciones del modelo en cuestión es que no considera la retroalimentación del riesgo de crédito al entorno macroeconómico. Cuando los bancos están más expuestos a pérdidas por impago reducen la emisión de crédito, esto evidentemente limita la capacidad de la economía para poder salir de un período de estancamiento. Esto podría ser estudiado mediante la estimación de modelos de Vectores Autorregresivos (VAR), sin embargo, estos son sensibles a cambios estructurales y asume relaciones lineales entre variables.

6. Conclusiones

Los ciclos económicos y financieros se ven reforzados mutuamente de modo que los períodos de expansión/recesión económica tienden a ser más profundos. En este sentido, es de particular relevancia la detección temprana de factores que inciden en los niveles de riesgo de las entidades financieras para mantener la estabilidad financiera.

Por tal razón, en la presente investigación se explora la incidencia que posee el entorno macroeconómico en la determinación del nivel de riesgo de crédito al que está expuesto el SFN. En primera instancia, se construyó un indicador de Probabilidad de *Default* que fuese capaz de anticipar deterioros de la cartera vencida.

Para trasladar un crédito a cartera vencida es necesario que hayan transcurrido un mínimo de 90 días de mora, lo cual tiende a subestimar las potenciales pérdidas ante un deterioro abrupto en la capacidad de pago de los deudores. El indicador de Probabilidad de *Default* pretende anticipar estos deterioros, tomando en consideración los movimientos en las clasificaciones de riesgo de los créditos.

En segundo lugar, se estima mediante Máxima Verosimilitud un modelo econométrico de funciones de probabilidad con el cual se evidencia que, para el período abril de 2008 – marzo de 2018, la inflación y las mayores tasas de interés activas afectan negativamente la capacidad de pago de los deudores. No así la actividad económica, los salarios reales y el crecimiento

del crédito, que poseen un efecto positivo. Estos resultados van en línea con los obtenidos por Urcuyo (2010) y Bello (2011).

El modelo econométrico fue estimado utilizando una distribución normal y una logística y se identifica que pueden existir cambios sustanciales en la magnitud de los parámetros en dependencia de la distribución utilizada. Esto es relevante dado que, si se desea elaborar política, se debe ser cuidadoso en la elección de una metodología u otra.

La presente investigación evidencia que el desempeño macroeconómico es clave en la determinación del nivel de riesgo al que están expuestas las instituciones del SFN. Sin embargo, no se toma en consideración el posible efecto de retroalimentación de aumentos en el nivel de riesgo sobre el entorno macroeconómico.

Por lo general, las instituciones financieras limitan la emisión de crédito en períodos de estrés, cuando la tasa de impago aumenta. Esto supone una reducción de los recursos disponibles para la producción y el consumo y, por ende, esto debería prolongar los períodos de crisis. Con lo cual, quedan líneas de investigación abiertas para el caso de Nicaragua, donde se pueden complementar los aportes presentados en este documento.

7. Referencias bibliográficas

Asamblea Nacional de la República de Nicaragua. (2005). *Ley General de Bancos, Instituciones Financieras No Bancarias y Grupos Financieros* (Ley No. 561). Managua, Nicaragua: La Gaceta, Diario Oficial No. 232.

Baltodano, O. (2017). *Alternative Closures for an Open Economy Model in a Stock and Flow Consistent Framework: The Case of Central America* (Documento de Trabajo BCN No. 061). Obtenido de https://www.bcn.gob.ni/estadisticas/estudios/2014/DT-61_Alternative_Closures_Open_Economy_Model.pdf

- Başarır, Ç. (2016). A Macro Stress *Test* Model of Credit Risk for the Turkish Banking Sector. *Asian Economic and Financial Review*, 6(12): 762-774.
- Bello, O., & Urcuyo, R. (2011). *Pruebas de Estrés del Sistema Financiero Nicaragüense* (Documento de Trabajo BCN No. 019). Obtenido de https://www.bcn.gob.ni/estadisticas/estudios/2014/DT-19_Pruebas_de_Estres_del_SFN.pdf
- Caruana, J. (2010). *Systemic risk: how to deal with it?* (BIS Working Paper w/n). Retrieved from Bank for International Settlements website: <https://www.bis.org/publ/othp08.htm>
- Čihák, M. (2014). Stress Tester: A Toolkit for Bank by Bank Analysis with Accounting Data. In O. Li (Ed.), *A Guide to IMF Stress Testing: Methods and Models* (pp. 91-134). Washington D.C. : International Monetary Fund.
- Basel Committee on Banking Supervision. (2001). *The New Basel Capital Accord* (Consultative Document w/n). Retrieved from Bank for International Settlements website: <https://www.bis.org/publ/bcbzca03.pdf>
- Elizondo, J., Lemus, T., & Quintana, A. (2010). *Regulatory use of System-Wide Estimations of PD, LGD and EAD* (FSI Award 2010 Winning Paper). Retrieved from Bank for International Settlements website: <https://www.bis.org/fsi/awp2010.pdf>
- Fondo Monetario Internacional. (2006). *Indicadores de solidez financiera: Guía de compilación*. Washington, D.C.: Fondo Monetario Internacional. Obtenido de <https://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.aspx?sk=17654.0>

- Fungáčová, Z., & Jakubík, P. (2013). Bank Stress Tests as an Information Device for Emerging Markets: The Case of Russia. *Czech Journal of Economics and Finance*, 63(1): 87-105.
- Geršl, A., & Seidler, J. (2010). *Stress Test Verification as Part of an Advanced Stress-Testing Framework* (CNB Financial Stability Report 2009/2010). Retrieved from Czech National Bank website: <https://www.cnb.cz/en/financial-stability/thematic-articles-on-financial-stability/Stress-test-verification-as-part-of-an-advanced-stress-testing-framework/>
- Granger, C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3): 424-438.
- Greene, W. (2012). *Econometric Analysis* (5th edition). New Jersey, USA: Prentice Hall.
- Hodrick, R., & Prescott, E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1): 1-16.
- IMF., BIS., & FSB. (2009). *Guidance to Assess the Systemic Importance of Financial Institutions, Markets and Instruments: Initial Considerations* (Report to G20 Finance Ministers and Governors). Retrieved from International Monetary Fund website: <https://www.imf.org/external/np/g20/pdf/100109.pdf>.
- Jakubík, P. (2006). *Does Credit Risk Vary with Economic Cycles? The Case of Finland*. (IES Working Paper No. 2006/11). Prague, Czech Republic: Charles University Prague.
- Jakubík, P. (2007). Macroeconomic Environment and Credit Risk. *Czech Journal of Economics and Finance*, 57(1-2): 60-78.

- Maechler, A., & Tieman, A. (2014). The Real Effects of Financial Sector Risk. In O. Li (Ed.), *A Guide to IMF Stress Testing : Methods and Models* (pp. 91-134). Washington D.C. : International Monetary Fund.
- Martin, V., Hurn, S., & Harris, D. (2012). *Econometric Modelling with Time Series Specification, Estimation and Testing*. New York, USA: Cambridge University Press.
- McKinley, S., & Levine, M. (1998). Cubic Spline Interpolation. *College of the Redwoods*, 45(1): 1049-1060.
- Peña, L. (2013). *Matrices de Transición del Crédito en Nicaragua* (Documento de Trabajo BCN No. 031). Obtenido de https://www.bcn.gob.ni/estadisticas/estudios/2014/DT-31_Matrices_de_Transicion_del_Credito_en_Nicaragua.pdf
- Rösch, D. (2003). Correlations and Business Cycles of Credit Risk: Evidence from Bankruptcies in Germany. *Financial markets and Portfolio Management*, 17(3): 309-331.
- SIBOIF. (2010). *Norma de Gestión de Riesgo de Crédito* (Resolución N° CD-SIBOIF-547-1-AGOST20-2008). Managua, Nicaragua: La Gaceta, Diario Oficial No. No 176 y 178.
- Simons, D., & Rolwes, F. (2009). Macroeconomic *Default* Modeling and Stress. *International Journal of Central Banking*, 5(3):177-204.
- Urcuyo, R. (2010). *Determinantes Macroeconómicos de los Créditos Vencidos en Nicaragua* (Documento de Trabajo BCN No. 015). Obtenido de https://www.bcn.gob.ni/estadisticas/estudios/2014/DT-15_Determinantes_Macros_Creditos_Vencidos.pdf

- Vazquez, F., Tabak, B., & Souto, M. (2010). *A Macro Stress Test Model of Credit Risk for the Brazilian Banking Sector* (BCB Working Paper Series No. 226). Retrieved from Banco Central do Brasil website: <https://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps226.pdf>
- Violainen, K. (2004). *Macro Stress Testing with a Macroeconomic Credit Risk* (Bank of Finland Discussion Paper No. 18/2004). Retrieved from Bank of Finland website: <https://helda.helsinki.fi/bof/handle/123456789/7668>
- Vukić, I. (2014). *Macro Stress Testing on Credit Risk of banking sectors in PIIGS countries* (Master thesis). Retrieved from Charles University Prague website: <https://is.cuni.cz/webapps/zzp/detail/138296/?lang=en>
- Wilson, T. (1997). Portfolio Credit Risk. *FRBNY Economic Policy Review*, 4(3): 71-82.
- Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory Econometrics. A Modern Approach* (5th edition). Mason, OH: South-Western.
- Zsigraiová, M. (2014). *Probability of default modelling using macroeconomic factors* (Master thesis). Retrieved from Charles University Prague website: <https://is.cuni.cz/webapps/zzp/download/120166904/?lang=cs>

Impacto de los *shocks* monetarios en las fases de recuperación y contracción económica en Nicaragua

*Oliver David Morales Rivas**

Resumen

La incidencia de los *shocks* monetarios en fases de la actividad económica, ha sido objeto de estudio de vieja data. En Nicaragua no existe suficiente evidencia empírica de este fenómeno, por lo tanto, el propósito del estudio es responder la siguiente interrogante: ¿Los *shocks* monetarios afectan de manera asimétrica los ciclos económicos en el país? Para responderla, se empleó un modelo de cambio de régimen *Markov Switching* y se aplicó un Vector Autorregresivo Estructural (SVAR), con el propósito de identificar *shocks* monetarios y evaluar su impacto en las fases de expansión y contracción económica de Nicaragua. La evidencia empírica demostró que los *shocks* monetarios durante 2002-2017, tuvieron efectos asimétricos sobre el ciclo económico. Como resultado, se estima que la brecha del producto en Nicaragua es más volátil en fases de contracción económica, por lo que en dichos episodios, ésta se habría contraído en promedio 2.12 puntos porcentuales. En cambio, en los períodos de expansión económica, la brecha del producto habría estado por arriba de su potencial, en 0.25 puntos porcentuales, en promedio.

Palabras Clave: Asimetría, *shocks* Monetarios, Modelo *Markov Switching*, Brecha Producto, VAR Estructural.

Código JEL: C24, C53, E52, O40.

* El autor es Docente del Departamento de Economía de la UNAN-MANAGUA. Para comentarios comunicarse al correo: oliverdavid19@gmail.com. El contenido de este documento es de responsabilidad del autor y no representa la posición oficial del BCN.

1. Introducción

El impacto del *shock* monetario en las fases de ciclo económico en un país ha sido objeto de revisión minuciosa por académicos y formuladores de política monetaria. La inquietud radica en determinar si los *shocks* monetarios tienen un efecto asimétrico en la actividad económica.

Normalmente, los agregados monetarios se han utilizado como mecanismo de control monetario. Sin embargo, en economías como la nicaragüense donde prevalece un esquema cambiario de minidevaluaciones, estos agregados monetarios no están bajo el control del Banco Central de Nicaragua (BCN), dado que resultan de la interacción de distintos agentes económicos.

En este estudio, se determina el impacto de los *shocks* monetarios utilizando el agregado M1, debido a que esta variable captura el comportamiento de los agentes económicos en la tenencia de circulante, a partir de ésto se estima el efecto de los *shocks* monetarios en el ciclo económico de Nicaragua.

El estudio pretende responder la siguiente interrogante: ¿Los *shocks* monetarios han tenido un impacto asimétrico en el producto nacional?

Como establece Trupkin (2016), el carácter asimétrico de los *shocks* monetarios puede valorarse por los siguientes elementos: los relacionados con la dirección y el tamaño del *shock*, así como, por su relación con la fase del ciclo económico.

El carácter asimétrico produce cambios en coeficientes que miden el impacto de los *shocks* monetarios en la actividad económica, por eso, la finalidad de este trabajo es estimar los efectos de los *shocks* monetarios en la fase recuperación y de contracción económica. Se utilizó la metodología establecida por Hamilton (1989) y extendida por Hamilton (1994a) y Hamilton (1994b), conocida como modelos de cambio de régimen *Markov Switching* y se amplía con un Vector Autorregresivo Estructural, que estima un valor de *shock* monetario a partir del M1.

El estudio está estructurado de la siguiente manera: La sección 2 contiene una revisión de la literatura. La sección 3 aborda el aspecto metodológico. La sección 4 presenta análisis y resultados de la investigación. Por último, la sección 5 concluye.

2. Revisión de literatura

La incidencia de los *shocks* monetarios en la actividad económica real ha sido estudiada por larga data, en cuyos documentos de investigación se ha establecido que el impacto de los *shocks* monetarios tiene un comportamiento asimétrico en la actividad económica.

Como establece Cernadas y Fernández (2010), el concepto de asimetría se puede agrupar bajo tres enfoques teóricos: asimetría keynesiana, teoría de los costos de menú y asimetría híbrida.

La asimetría keynesiana se basa en la existencia de rigideces en el ajuste de precios y salarios ante cambios en la demanda nominal. Este tipo de asimetría infiere que, en momentos de expansión económica los *shocks* monetarios son neutrales, mientras que, durante una contracción económica estos *shocks* tendrían un efecto real en la actividad económica.

Akerlof y Yellen (1985) establecen que la asimetría de los costos de menú son una alteración en los precios y generan cambios en los costos, pero dependerán de la magnitud de las acciones que alteren los precios, es decir, solo variaciones de gran magnitud provocarían cambios de precios en las empresas. Este tipo de asimetría concentra su objeto de estudio en el componente “magnitud”.

La teoría de las asimetrías híbridas fue propuesta por Ball y Mankiw (1994), quienes establecen un modelo de costos de menú, de corte dinámico, en el cuál existe inflación tendencial y donde las empresas establecen un precio que se puede ajustar en el siguiente período. En el estado actual, la economía está sujeta al impacto del *shock* monetario de alta magnitud y

no anticipada, el resultado llega en el siguiente período. Este impacto es el resultado de una combinación de asimetría en signo y magnitud.

El análisis de la asimetría de los *shocks* monetarios implicaba una revisión que va más allá de las posiciones teóricas, y surge de la necesidad de las autoridades monetarias de conocer que acciones de política monetaria establecer en función del ciclo económico. En ese sentido, Cover (1992) realiza una propuesta empírica innovadora en la que establece dos ecuaciones autorregresivas para las variables, crecimiento del agregado monetario y crecimiento económico. En la ecuación de dinero se incorporan restricciones para determinar los *shocks* monetarios. En el caso de la ecuación de crecimiento económico incorpora como componente de *shock*, el precio del petróleo, para finalmente evaluar el comportamiento simétrico de los *shocks* en una ecuación de inflación. Cover concluye que existe un componente asimétrico en el *shock* monetario.

Morgan (1993), propone un método empírico en el que combina dos muestras con variables en frecuencia diferente, a estas muestras les aplica un modelo de vectores autorregresivos estructural (SVAR), esta metodología permitió determinar si existe asimetría en los *shocks* monetarios en Estados Unidos y si esta puede cambiar en función de la frecuencia de los datos, el autor encuentra un mayor grado de asimetría con datos mensuales que con los trimestrales. Las propuestas empíricas de Cover (1992) y Morgan (1993), brindaron elementos para los formuladores de política monetaria, no obstante, estas metodologías no permiten conocer la efectividad de las medidas en función de las fases del ciclo económico.

En respuesta García y Schaller (2002) usaron la metodología propuesta por Hamilton (1989) conocida como modelo *Markov Switching* y la combinaron con un Vector Autorregresivo Estructural (SVAR) para determinar la incidencia asimétrica de los *shocks* monetarios, tanto en fase de expansión, como de contracción de la economía en Estados Unidos, para ello usaron una muestra de datos en dos frecuencias: mensual y trimestral. Los autores concluyen que hay una fuerte evidencia de que los *shocks* monetarios tienen mayores efectos durante una recesión que durante una expansión.

En la misma línea, Ammer y Bruner (1995), usaron dos regresiones, una lineal autorregresiva y la otra no lineal con la metodología de *Markov Switching*, para determinar la asimetría en los *shocks* monetarios, prueban varios instrumentos monetarios y determinan que la tasa de interés de la FED es la más significativa. Estos autores concluyen que los *shocks* monetarios durante las expansiones económicas tienen el mismo efecto que durante las recesiones.

De manera similar, Johnson (2000) emplea en Chile un modelo de cambio de régimen *Markov Switching* para el Indicador Mensual de Actividad Económica (IMACEC) y lo relaciona con los *shocks* monetarios en Chile. El autor concluye que la implementación oportuna de los procesos de ajuste y expansión monetaria concuerda con las implicancias del modelo de cambios de régimen.

Mayorga et al (2003), concluye que en la economía costarricense prevalece una asimetría de la política monetaria muy débil en la actividad económica, esto lo probaron con un procedimiento empírico de dos funciones bajo mínimos cuadrados ordinarios en dos etapas.

González (2011), estableció tres etapas para la evaluación de las asimetrías de la política monetaria en las fases de expansión y contracción de la economía en Guatemala, para ello recurrió a los modelos de cambio de régimen propuesto por Hamilton (1989). En la primera etapa analizó los ciclos económicos, en la segunda utilizó un SVAR para determinar un shock monetario puro, y en la tercera etapa extendió la metodología establecida por Hamilton (1989) e incorporó los *shocks* monetarios estimados en la segunda etapa. Este autor concluyó que los *shocks* monetarios son significativos en los períodos en los que la economía de Guatemala enfrentó una contracción de la brecha del producto. En contraste, el efecto de los *shocks* monetarios es despreciable en las fases de expansión.

3. Información empírica y método

Considerando que el carácter asimétrico de los *shocks* monetarios obedece al comportamiento de distintas variables macroeconómicas, el uso de modelos univariantes Arima, Arma, Garch, no son viables para determinar proceso de impacto. Aunado a esto, el objeto de estudio de esta investigación implica relaciones multivariantes, que permitan conocer la incidencia de los *shocks* monetarios en la actividad económica.

Por lo descrito anteriormente, esta investigación utiliza las tres etapas propuestas por González (2011), que se describen a continuación:

1. Se describe los resultados de expansión y contracción económica usando un modelo de cambio de régimen *Markov Switching* aplicado a la variable brecha de producto.
2. Se calculan los *shocks* monetarios a partir de las perturbaciones generadas por un modelo de SVAR.
3. Se extiende el modelo de cambio de régimen *Markov Switching* al anexar los *shocks* monetarios y se utiliza el modelo ampliado para validar la asimetría en el ciclo económico.

En la primera etapa se aplica el modelo propuesto por Hamilton (1989) para describir los estados (recesión o contracción) de la economía y se extiende con la propuesta de Hamilton (1994a), este modelo toma en cuenta la naturaleza probabilística de los estados económicos y los establece como una variable latente no observable.

$$y_t - u_{st} = \theta_1(y_{t-1} - u_{st-1}) + \theta_2(y_{t-2} - u_{st-2}) + \theta_3(y_{t-3} - u_{st-3}) + \dots + \theta_q(y_{t-q} - u_{st-q}) + (u_t, u_t) \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

Donde S_t es el estado de la variable a tratar, y_t es la brecha de producto estimada para Nicaragua, u_{st} es la brecha producto promedio que cambia en relación al estado de contracción ($s=1$) y expansión ($s=2$) de la economía, los parámetros $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4, \dots, \theta_q$ capturan el componente autorregresivo de la brecha de producto.

La naturaleza de los modelos *Markov Switching* proviene del proceso discreto en tiempo, asumido para la variable que representa el estado de la economía (brecha producto), es dominada por un proceso estocástico, por una matriz de probabilidad de transición que se puede escribir como:

$$P^{def} = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{11} \\ 1 - p_{22} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (2)$$

En este caso la variable latente tendrá probabilidades de transición $\{P_{ij}\}$ $i, j = 1, 2$ representado en la ecuación (2) en la que se analiza con una dimensión de (2×2) .

La probabilidad de transición $p_{12} = 1 - p_{22}$ será la probabilidad de pasar de un estado de expansión a uno de contracción, y de la misma manera la probabilidad de transición $p_{21} = 1 - p_{11}$ será la probabilidad de pasar de un estado de contracción a uno de expansión económica.

La forma interactiva del modelo permite obtener una secuencia de probabilidades condicionadas conjuntas, $p(S_t = i, \dots, S_{t-r} = j / \Phi_t)$ con la probabilidad de que la variable en estudio se encuentre en el estado i o estado j ($i, j = 1, 2$), en tiempo $t, t-1$, condicional a información disponible en momento t .

Al anexas las probabilidades conjuntas se pueden determinar las probabilidades suavizadas, estas describen la probabilidad de estar en los estados de expansión o contracción económica en el momento t , a partir de un conjunto de información de Φ_t en el momento t .

$$p(S_t = j / \Phi_t) = \sum_{i=0}^2 \dots \sum_{k=0}^2 P_t = j, S_{t-1} = i, \dots, S_{t-r} = k / \Phi_t) j, i, \dots, k = 1, 2. \quad (3)$$

Estas probabilidades filtradas permiten establecer el episodio más probable en el que se encontraba la brecha producto en Nicaragua en el momento t , de acuerdo al período evaluado. Con la dimensión autorregresiva se determinarán los episodios de contracción y expansión económica, y las probabilidades de pasar de una fase a la otra.

En la segunda etapa, se estima una aproximación a los *shocks* monetarios, para ello se empleó un modelo SVAR, que permite identificar de manera empírica el impacto monetario en los resultados de la actividad económica.

Se estableció un modelo SVAR para estimar un shock monetario puro, que de acuerdo a la teoría se utilizan al estudiar el mecanismo de transmisión de la política monetaria en economías pequeñas y abiertas.

Se seleccionaron como variables de análisis: la brecha de producto, índice de precio del consumidor, tasa de interés pasiva real, tipo de cambio real y el agregado monetario M1. Se utiliza el M1 como variable *proxy* a los *shocks* monetarios en Nicaragua.

Considerando que los *shocks* monetarios, no son generados únicamente por el M1, se procedió a identificarlo, estableciendo restricciones mediante la descomposición de Cholesky y se ortogonalizó los residuos para estimar un aproximado al *shock* de política monetaria puro, siguiendo la estrategia que propone Bernanke y Blinder (1992).

El SVAR modelado es el siguiente:

$$Z = (Gap, IPC, Tppreal, M1 \text{ y } TCRUSA) \quad (4)$$

Dónde:

$Z =$ Es el conjunto de variables endógenas consideradas en el SVAR.

Gap = Brecha Producto: Es la desviación porcentual del PIB efectivo respecto al PIB potencial.

IPC = Índice de Precios al Consumidor

M1 = Agregado Monetario

TCRUSA = Tipo de cambio real bilateral con Estados Unidos

El SVAR tiene la siguiente especificación:

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \dots + A_p Z_{t-p} + u_t \quad (5)$$

Donde Z_t es un vector de $N \times 1$ $A_i = 1, \dots$ son matrices de coeficientes de $N \times N$, p es el orden del modelo SVAR, y u_t es un vector $N \times 1$ de residuos del SVAR con media 0 y matriz de varianza $E(u_t, u_t') = \Gamma u$, A_0 es un vector (5×1) de intercepto y A_1 es un vector con matrices de coeficientes (5×5) y u_t es un vector (5×1) de residuos.

Al igual que González (2011), se ubicaron restricciones mediante la descomposición de Cholesky, para obtener innovaciones estructurales ε_t a través de la ortogonalización de los residuos, y de manera que se obtuvieran residuos no correlacionados, como los *shocks* monetarios en Nicaragua a partir de los residuos del agregado M1.

En la tercera etapa de esta investigación se extiende la metodología de Hamilton (1989), por la de Hamilton (1994a) y Hamilton (1994b), en esta se incluyen los *shocks* monetarios estimados con el modelo SVAR para Nicaragua.

La especificación (6), representa el modelo MSAR (q) - ε (r), que se someterá a contraste para describir la incidencia de *shocks* monetarios en las fases de expansión y contracción económica.

$$y_t - u_{st} = \theta_1(y_{t-1} - u_{st-1}) + \theta_2(y_{t-2} - u_{st-2}) + \theta_3(y_{t-3} - u_{st-3}) + \theta_q(y_{t-q} - u_{st-q}) + \Psi_0 s_t \varepsilon_t + \Psi_1 s_t \varepsilon_{t-1} + \dots + \Psi_r s_r \varepsilon_{t-r} + (u_t, u_t) \sim N(0, \sigma^2) \quad (6)$$

A partir de la modelización del *Markov Switching* en la ecuación (6), se utilizará el procedimiento usado por Tan y Habibullahb (2007), para determinar si los *shocks* monetarios tienen un impacto asimétrico débil o fuerte.

Por simetría débil se entiende que los *shocks* monetarios son significativos en episodios de contracción y neutrales en episodios de expansión, para lo cual se aplica el test Wald a los parámetros para evaluar si estos coeficientes son iguales a cero. La ecuación (7) contiene ésta hipótesis.

$$H_0 = \sum i\varepsilon r \Psi_i s_t = 0 \quad (7)$$

Para el caso de simetría fuerte, se establecen diferencias significativas en el efecto de los *shocks* monetarios en casos de expansión económica, versus los originados en períodos de contracción económica, para lo cual también se empleará el *test* de Wald que establece la expresión:

$$H_0 = \sum i\varepsilon r \Psi_{i1} - \sum i\varepsilon r \Psi_{i2} = 0. \quad (8)$$

Para el presente estudio se utilizan las variables con frecuencia trimestral, que inicia el primer trimestre del año 2002 y finaliza el cuarto trimestre de 2017. Todas las variables se obtuvieron del Banco Central de Nicaragua, excepto la variable Tipo de Cambio Real con Estados Unidos que se obtuvo de la Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA).

Las variables utilizadas en esta investigación son las siguientes:

- Gap = Brecha de Producto, expresada en porcentaje.

Para determinar esta variable, se estimó el PIB potencial de Nicaragua, utilizando el filtro univariante Hodrick – Prescott (FHP). De acuerdo a Segura y Vásquez (2011), el FHP permite determinar valores más suavizados que los efectivamente registrados en una serie de tiempo, con lo cual se logra obtener una línea de tendencia alrededor de la cual fluctúa la serie observada, en este caso el Producto Interno Bruto (PIB)^{1/} encadenado trimestralmente (año de referencia 2006).

La metodología del FHP, minimiza la varianza del producto Y en torno a su valor de tendencia Y' , sujeto a una restricción sobre Y' . La especificación matemática es la siguiente:

$$\min \sum_{t=1}^T (Y_t - Y'_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{t-1} \left[(Y'_{t+1} - Y'_t) - (Y'_t - Y'_{t-1}) \right]^2 \quad (9)$$

Donde λ es un parámetro que determina la magnitud de suavización. Cuando más alto es el valor λ , más suavizada es la serie. La elección del valor λ depende de los datos usados por el investigador, es así, que para datos anuales, Hodrick y Prescott recomiendan un valor de $\lambda = 100$ y para datos trimestrales de $\lambda = 1600$. En esta investigación se usó el FHP con datos trimestrales un parámetro $\lambda = 1600$.

- IPC^{2/}= El Índice de Precios al Consumidor, es publicado con frecuencia mensual. Para este estudio se promediaron los datos para determinar un valor trimestral.

1/ Para los trimestres 2002:1 – 2005:4, fue necesario completar la serie del PIB Trimestral a referencia de 2006, con el método de empalme a partir de las tasas de variación trimestral del PIB con año base 1994.

2/ Para la obtención de los datos mensuales a precios de referencia de 2006, en los meses de enero de 2002 hasta diciembre de 2009, fue necesario empalmar las series, usando el procedimiento sugerido por el BCN. Para mayor detalle véase nota metodología del IPC= 2006 publicada en 2010, link: <https://www.bcn.gob.ni/publicaciones/metodologias/documentos/MetodologiaIPC2006.pdf>.

- $Tppreal$ = Es la tasa de interés pasiva real ponderada. Fue construida a partir de la siguiente ecuación (10),

$$tppreal = \left[\frac{(1-i)}{(1+\pi)} - 1 \right] * 100 \quad (10)$$

donde i es la tasa de interés pasiva ponderada nominal, π es la inflación, ambas variables son publicadas mensualmente por el BCN.

- $M1$ = Es el agregado monetario M1, expresado en millones de córdobas con frecuencia mensual por BCN. Para esta investigación se utilizó el último dato de cada trimestre, y se estimó a precios de referencia de 2006, con el deflactor del PIB.
- $TCRUSA$ ^{3/}= Es el tipo de cambio real bilateral con Estados Unidos, estimado por la SEMCA con frecuencia mensual. Para el presente estudio se trimestralizó, utilizando un promedio simple.

Dada la frecuencia trimestral de las variables PIB, IPC, M1 y a fin de evitar efectos estacionales, se realizó un proceso de desestacionalización utilizando TRAMO-SEATS, incorporado en el *software Gretl*^{4/}. Posteriormente se aplicó el FHP a la serie del PIB, para obtener la brecha producto.

4. Resultados

La brecha de producto para Nicaragua se estimó utilizando el filtro Hodrick y Prescott, cuyo resultado es la diferencia entre la serie del PIB observada y el PIB potencial para la muestra en estudio, se observa que para el período a partir del tercer trimestre de 2003 al tercer trimestre de 2005, la brecha producto tiene un resultado negativo, lo que indica que el PIB observado esta debajo del PIB potencial, aunque hay momentos de los cuales la brecha es marginalmente positiva, en promedio representa -0.7263 por ciento.

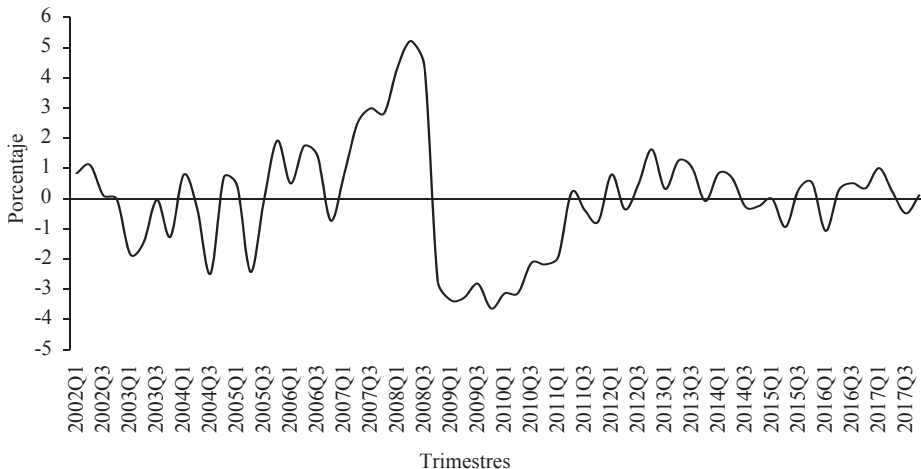
3/ Para una explicación más detallada véase Pascual, O (2016), Nota metodología No 87. SEMCA.

4/ GRETI es un software de código libre para modelos econométricos y tiene incorporado el componente de TRAMO-SEATS <http://gretl.sourceforge.net/>.

Durante el período a partir del cuarto trimestre de 2005 hasta el tercer trimestre de 2008, la brecha producto presenta un resultado en gran medida positivo, incluso registró valores superiores al 4 por ciento, lo que indica que el PIB observado se encuentra por arriba del PIB potencial, en promedio la brecha producto durante este período fue de 2.33 por ciento. Entre el cuarto trimestre de 2008 y el segundo trimestre de 2012, el resultado no fue positivo, la brecha producto se contrajo en promedio -1.92 por ciento. A partir del tercer trimestre de 2012 hasta finales de 2017, el comportamiento de la brecha producto presentó valores marginales positivos y negativos sin una tendencia clara.

Estos resultados coinciden con los determinados por Padilla (2018), quien usa el mismo método y la misma frecuencia de los datos. En tanto, Urbina (2015), estima la brecha producto para Nicaragua, utilizando datos anuales y un $\lambda = 6.25$, los resultados son similares a los del presente estudio.

Gráfico 1. Evolución de la brecha producto en Nicaragua



Fuente: Elaboración propia con base a estadísticas BCN, 2002-2017.

El resultado de la brecha producto, puede diferir según el método que se empleó para estimar el PIB potencial. En ese sentido, en el estudio no se pretende calcular los distintos métodos que existen para calcular el PIB potencial, por lo tanto, el resultado de la brecha producto puede diferir para la misma muestra en estudio, si se utiliza otro procedimiento de cálculo al PIB potencial.

La brecha de producto muestra las fases de la actividad económica en Nicaragua. Se presenta el resultado del modelo *Markov Switching* descrito en la ecuación (1), para el cual se eligió un orden autorregesivo MSAR (4), presentó el criterio Akaike de 2.99 que es el valor más bajo de las distintas especificaciones estimadas.

El modelo MSAR (4) se estimó por máxima verisimilitud, los resultados indican que no hay presencia de autocorrelación serial, hay una distribución normal de los errores y no se observa heterocedasticidad.

En la Tabla 1 se observa los resultados obtenidos del modelo MSAR (4).

Tabla 1. Especificación del modelo *Markov Switching* MSAR(4)
Periodo de estimación 2002:01 a 2017:04

Variable	Coefficiente	Error Std.	Estadístico-z	Prob.
Estado contracción				
u_{s1}	-2.125995	0.748178	-2.841565	0.0045
σ_1^2	0.503706	0.217867	2.311994	0.0208
Estado de expansión				
u_{s2}	0.254431	0.484768	0.524851	0.5997
σ_2^2	-0.55828	0.126503	-4.413191	0.000
θ_1	0.700436	0.08692	8.058359	0.00
θ_2	0.045961	0.149607	0.307214	0.76
θ_3	0.561532	0.14007	4.008936	0.00
θ_4	-0.503552	0.087402	-5.761347	0.00

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

Los rezagos de orden 1, 3 y 4 presentan un nivel de significancia al 1 por ciento, en cambio el rezago número 2 no es estadísticamente significativo a un nivel del 10 por ciento. Se evidencian marcadas diferencias en la varianza de los residuos, tanto para contracción como para expansión económica, en ambos estados, es estadísticamente significativa al 5 por ciento.

El estadístico de varianza de la brecha producto en Nicaragua indica que es más volátil en fases de contracción económica ($\sigma_1^2 > \sigma_2^2$), por cuanto en episodios de contracción económica, la brecha de producto se redujo

en promedio 2.12 por ciento. En cambio, en episodios de expansión económica, la brecha producto estuvo por arriba de su potencial, en un promedio de 0.25 por ciento. Estos coeficientes presentaron un nivel de significancia al 5 por ciento (ver Tabla 1).

Los resultados de la matriz de transición establecida en la ecuación (2) son los siguientes:

$$P_{MSAR(4)} = \begin{bmatrix} 0.861034 & 0.138966 \\ 0.071712 & 0.928288 \end{bmatrix}$$

El resultado permite inferir que la probabilidad de estar en un episodio de contracción económica y que siga un trimestre de contracción económica es de $p_{11} = 0.861034$, por lo que las contracciones persistirán en promedio $1/(1-0.861034) \cong 7.20$ trimestres. Ahora bien, la probabilidad de que a una fase de expansión le siga a otra fase de expansión en el siguiente trimestre es de $p_{22} \cong 0.928288$, lo que indica que estos episodios persistirán en promedio $1/(1-0.928288) \cong 13.94$ trimestres continuos.

La probabilidad de pasar de una fase de contracción a una fase de recuperación económica es de 0.071712. La probabilidad de pasar de un estado de recuperación a un estado de contracción económica es de 0.138966. Lo que indica que el PIB en Nicaragua durante el período estudiado estuvo por debajo de su potencial.

El modelo MSAR (4) presentado en la ecuación (1), estima que en Nicaragua los momentos de contracción tienen una magnitud mayor a los registrados en las fases recuperación económica.

El segundo paso de esta investigación consiste en determinar los *shocks* monetarios con una especificación similar al mecanismo de transmisión de política monetaria, para ello se estableció un SVAR usando las siguientes variables endógenas $Z = (\text{Gap}, \text{IPC}, \text{Tppreal}, \text{M1} \text{ y } \text{TCRUSA})$.

En el gráfico 2 se observa que un *shock* monetario tiene una incidencia persistente en la brecha producto, con una duración aproximada de nueve trimestres.

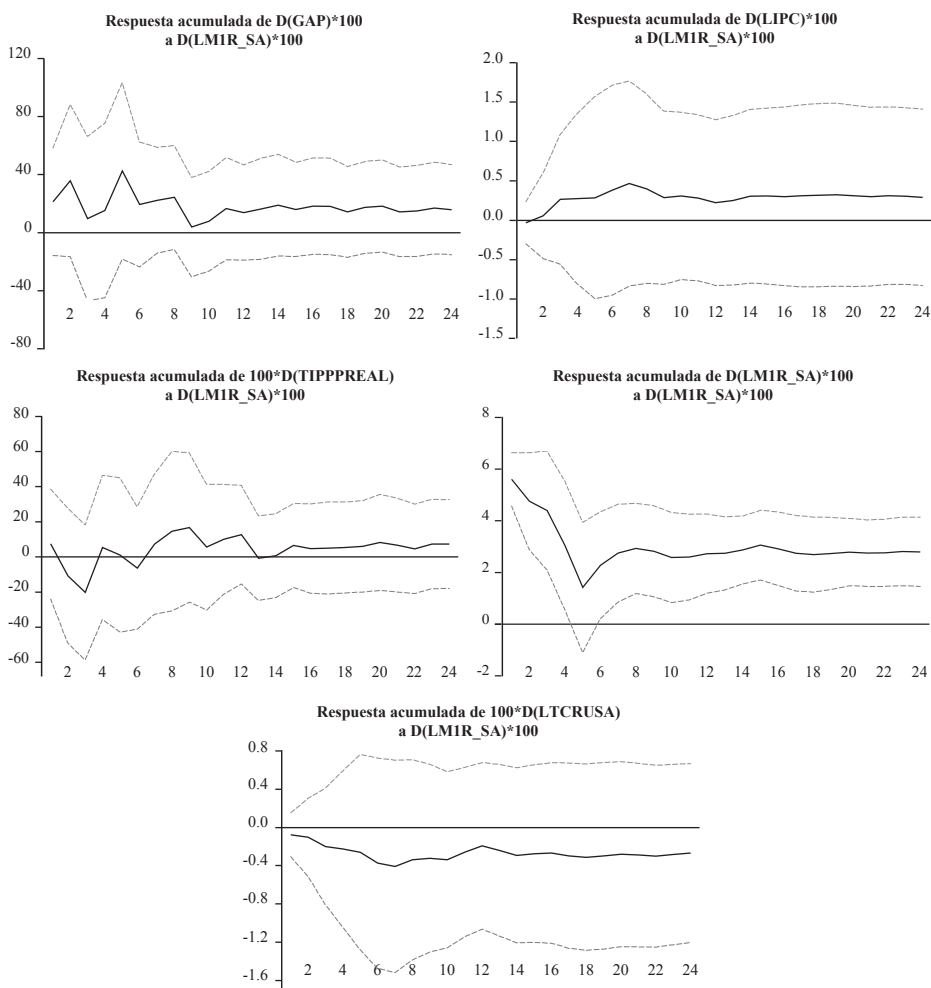
Para el caso del IPC, los *shocks* monetarios son marginalmente persistentes, por cuanto provocan un alza en el índice de precios que dura aproximadamente ocho trimestres, luego el efecto se diluye.

El *shock* monetario genera una disminución de la tasa de interés con un efecto de tres trimestres, luego se observa un comportamiento errático que dura aproximadamente seis trimestres y posteriormente se diluye. El impacto del Tipo de cambio Real no es significativo.

El modelo SVAR sugiere que los *shocks* monetarios en Nicaragua generan un impacto persistente en la variable IPC y en la brecha producto, produciendo afectaciones de acuerdo a la fase cíclica de la actividad económica.

Gráficos 2: Respuesta de *shocks* de una desviación estándar del agregado monetario M1

Respuesta acumulada generalizada de innovaciones ± 2 S.E.



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

El tercer paso de este estudio consiste en determinar el impacto de los *shock* monetarios puros en las fases de recuperación y contracción económica, para ello se utiliza la ecuación (6).

La Tabla 2 presenta los resultados de la tercera fase de esta investigación, en la cual, al modelo MSAR (4) se le incorpora el *shock* monetario. Las pruebas de bondad de ajuste del modelo indican que no hay autocorrelación serial, los errores se distribuyen normalmente y no contiene heterocedasticidad.

Las estimaciones del modelo MSAR (4)-E(r) son similares al resultado estimado en el modelo MSAR (4) univariado sin *shock* monetarios. Con *shock* monetarios se obtienen valores más bajos en los coeficientes $(\sigma_1^2, \sigma_2^2, u_{s1}, u_{s2})$, para ambos estados económicos. En ambos modelos, los coeficientes presentan el mismo nivel de significancia estadística.

Para el caso de la matriz de transición se obtuvieron resultados en los cuales la probabilidad de persistir en el estado de contracción económica es inferior al resultado estimado en el modelo MSAR (4). La probabilidad de persistir en el estado de expansión económica resultó mayor al modelo inicial. Lo que indica que los *shocks* monetarios tienen una incidencia positiva en los resultados de la actividad económica (ver Tabla 2).

$$P_{MSAR(4)-E(r)} = \begin{bmatrix} 0.8113388 & 0.186612 \\ 0.066087 & 0.933913 \end{bmatrix}$$

La matriz de transición en el modelo con *shocks* monetarios presenta que la probabilidad de estar en una fase de contracción económica seguida por otra contracción económica en el siguiente trimestre es de $p_{11} = 0.8113388$, por lo que este estado persistirá en promedio $1/(1-0.8113388) \cong 5.30$ trimestres.

Al comparar el resultado del modelo MSAR (4)-E(r), con los obtenidos en el modelo MSAR (4), se observa que la duración de fase de contracción económica se reduce a dos trimestres, es decir, que los *shocks* monetarios reducen el tiempo de la fase de contracción económica.

La probabilidad de pasar de una fase de expansión a otra fase de expansión en el siguiente trimestre es de $p_{22} \cong 0.933913$, lo que indica que en esta etapa persistirán en promedio $1/(1-0.933913) \cong 15.13$ trimestres. Este resultado, en comparación al modelo MSAR (4), presenta un incremento de dos trimestres de duración de la fase de expansión.

Los valores (Ψ_{i1} y Ψ_{i2}) representan el impacto de los *shock* monetarios en las fases de contracción y de expansión económica respectivamente. Estos indicadores no son significativos en un 5 por ciento de acuerdo al *test de student* tradicional, esto pudo ocasionarse por la pérdida de grados de libertad al estimar un SVAR con cuatro rezagos y luego incorporarlo al modelo MSAR (4)-E(r) o bien puede indicar que la economía nicaragüense no sufre de efectos asimétricos.

Se aplicó el estadístico Wald a los coeficientes (Ψ_{i1} y Ψ_{i2}), para las fases de contracción y expansión económica respectivamente, para contrastar dos hipótesis: la de simetría débil y la de simetría fuerte; los resultados en ambas hipótesis se aceptan, lo que indica que para la muestra de estudio no se tiene evidencia de efectos asimétricos de los *shock* monetarios en Nicaragua.

Tabla 2. Especificación del modelo *Markov Switching* MSAR(4)-E(r)
Período de estimación 2002:01 a 2017:04

Variable	Coefficiente	Error Std.	Estadístico-z	Prob.
Estado contracción				
u_{s1}	-2.096735	0.742587	-2.823553	0.0047
σ_1^2	0.504167	0.230558	2.186727	0.0288
Estado de expansión				
u_{s2}	0.23924	0.548087	0.436501	0.6625
σ_2^2	-0.535095	0.138555	-3.861983	0.0001
θ_1	0.709755	0.110792	6.406201	0000
θ_2	0.015413	0.15805	0.097518	0.9223
θ_3	0.582487	0.14425	4.038037	0.0001
θ_4	-0.49105	0.093774	-5.236527	0000
Ψ_{i1}	-1.686479	4.109655	-0.41037	0.6815
Ψ_{i2}	0.407655	0.421334	0.967536	0.3333

Fuente : Elaboración propia con base a estadísticas del BCN.

5. Conclusiones

En esta investigación se utilizó el modelo MSAR (4) para analizar las fases de contracción y de recuperación económica en Nicaragua. Luego se aplicó el modelo SVAR, para aproximar los *shocks* monetarios y finalmente se estimó el modelo MSAR (4)-E(r) para determinar la magnitud de los *shocks* monetarios y su impacto en las fases de contracción y de recuperación económica en Nicaragua.

El resultado del *test* Wald, que se aplicó al modelo MSAR (4)-E(r) para contrastar la hipótesis de simetría débil y simetría fuerte, indica la no significancia a un nivel de 5 por ciento. En ese sentido, se establece que no se encontró suficiente evidencia de asimetría de los *shocks* monetarios en el ciclo económico de Nicaragua.

De acuerdo al análisis empírico descrito en esta investigación, se concluye que los *shocks* monetarios registrados durante 2002-2017 tuvieron un comportamiento simétrico, es decir, que estos impactaron al producto nacional en una magnitud similar en las fases de expansión y contracción económica.

Además, el resultado del estudio sugiere que la brecha del producto en Nicaragua es más volátil en fases de contracción económica, por lo que en episodios de contracción económica la brecha de producto se habría contraído en promedio 2.12 por ciento. En cambio, en los episodios de expansión económica, la brecha producto habría estado por arriba de su potencial en un promedio de 0.25 por ciento.

6. Referencias bibliográfica

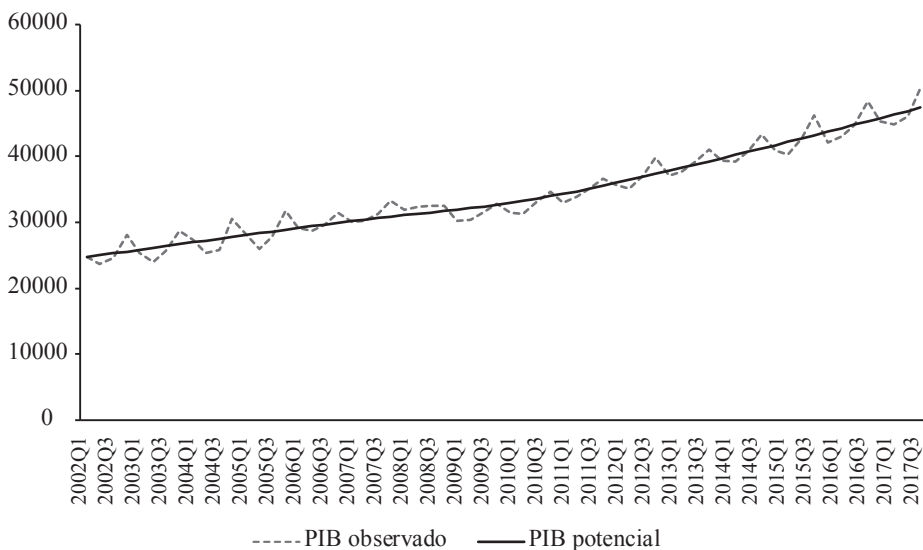
- Akerlof, A., & Yellen, L. (1985). Can Small Deviations from Rationality Make Significant Differences to Economic Equilibria? *The American Economic Review*, 75(4): 708-720. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/1821349?seq=1#page_scan_tab_contents
- Ammer, J., & Allan, B (1995). *When is Monetary Policy Effective?* (International Finance Discussion Papers No. 520). Retrieved from <https://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/1995/520/ifdp520.pdf>
- Ball, L., & Mankiw, G. (1994). Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations. *The Economic Journal*, 104(0): 247-261. Retrieved from https://scholar.harvard.edu/files/mankiw/files/asymmetric_price.pdf
- Bernanke, B., & Blinder, A. (1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review*, 82(4): 901-921. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/2117350?seq=1#page_scan_tab_contents
- Cernadas, L., & Fernández, M. (2010). *Asimetrías en los Efectos de Política Monetaria en Bolivia* (Documento de Trabajo BCB s/n). Recuperado de <https://www.bcb.gob.bo/eeb/sites/default/files/archivos2/D1M1P3%20Cernadas%20&%20Fernandez.pdf>
- Cover, J. (1992). Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4): 1261-1282. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/2118388?seq=1/analyze>
- García, R., & Huntley, S. (2002). Are the Effects of Monetary Policy Asymmetric. *Economic Inquiry*, 40(1): 102-119. Retrieved from <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1093/ei/40.1.102>

- González, R. (2011). *El Papel de la Política Monetaria en las Fases de Contracción y Recuperación Económica de Guatemala: Resultados de un Modelo de Cadenas de Markov Extendido con Innovaciones de Modelo de Vectores Autorregresivos*. (Documento Trabajo BCG No. 121). Recuperado de http://www.banguat.gob.gt/Publica/Investigaciones_Ec/Working%20Paper_No121.pdf
- Hamilton, J. (1994a). State-Space Models. *Handbook of Econometrics*, 4(0): 3039-3080. Retrieved from <http://web.pdx.edu/~crkl/readings/Hamilton94.pdf>
- Hamilton, J. (1994b). *Time Series Analysis*. Princeton, New Jersey, USA: Princeton University Press.
- Hamilton, J. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and The Business Cycle. *Econometrica*, 57(2): 357-384. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/1912559?seq=1#metadata_info_tab_contents
- Johnson, C. (2000). *Un Modelo de Switching para el Crecimiento Económico de Chile*. (Documento Trabajo BCC No. 84). Recuperado de <https://www.bcentral.cl/-/un-modelo-de-switching-para-el-crecimiento-en-chi-2>
- Mayorga, M., Quiroz, J., & Ramírez, A. (2003). Efectos Asimétricos de la Política Monetaria, Banco Central de Costa Rica. *Economía & Sociedad*, 8(22/23): 51-58. Recuperado de <https://www.revistas.una.ac.cr/index.php/economia/article/view/1107/1031>
- Morgan, D. (1993). Asymmetric Effects of Monetary Policy. *Economic Review (Q II)*: 21-33. Retrieved from <http://www.kansascityfed.org/PUBLICAT/ECONREV/EconRevArchive/1993/2q93MORG.pdf>

- Padilla, L. (2018). Estimación del déficit fiscal de la economía nicaragüense, ajustado por el ciclo económico. *Revista de Economía y Finanzas*, 5(0): 93-132. Recuperado de https://www.bcn.gob.ni/estadisticas/revista/volumenV/Revista_Vol_V.pdf
- Segura, C., & Vásquez, J. (2011). *Estimación del parámetro de suavizamiento del filtro de Hodrick y Prescott para Costa Rica*. (Documento de Trabajo BCCR No. 003). Recuperado de <https://repositorioinvestigaciones.bccr.fi.cr/handle/20.500.12506/124?show=full>
- Tan, S., & Habibullah, M. (2007). Business cycles and monetary policy asymmetry: An investigation using Markov-switching models. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 380(1): 297-306. Retrieved from <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378437107001859>
- Trupkin, D. (2016). Política monetaria y asimetría en los ciclos económicos de la Argentina. *Revista de Economía política de Buenos Aires*, 10(15): 99-122. Recuperado de http://bibliotecadigital.econ.uba.ar/download/ecopoli/ecopoli_v10_n15_04.pdf
- Urbina J. (2015). Producto Potencial y Brecha del Producto en Nicaragua. *Revista de Economía y Finanzas*, 2(0): 59-94. Recuperado de https://www.bcn.gob.ni/estadisticas/revista/volumenV/Revista_Vol_V.pdf

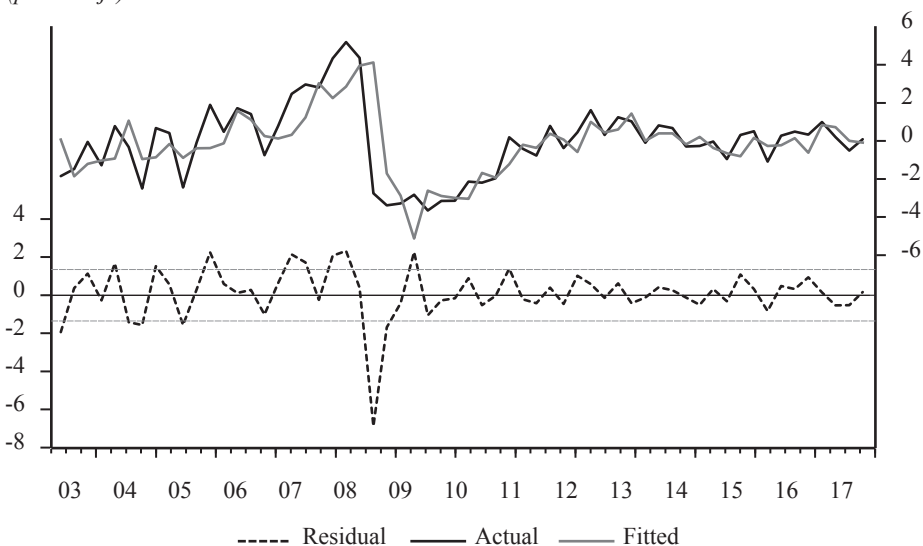
7. Anexos

Gráfico A1. Evolución del PIB observado y PIB potencial en Nicaragua
(millones de córdobas 2006=100)



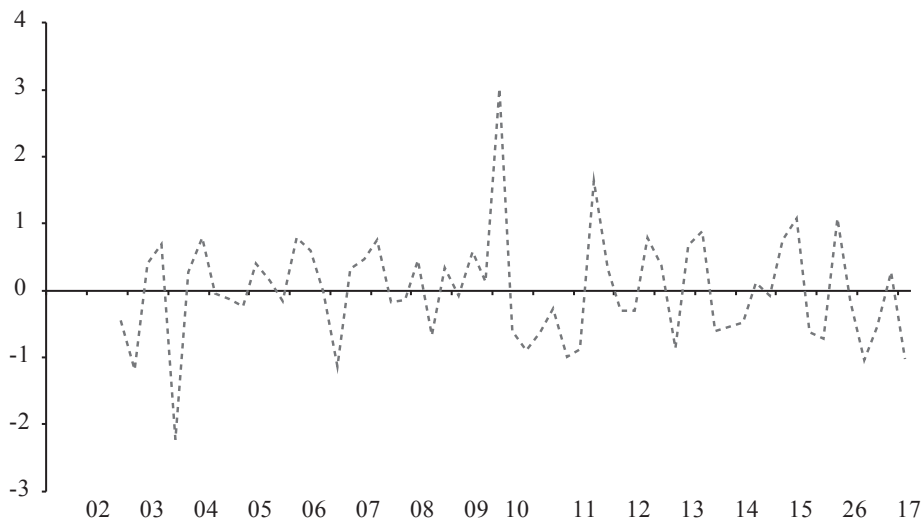
Fuente : Elaboración propia con base a estadísticas del BCN, 2002-2017.

Gráfico A2. Bondad de ajuste del modelo *Markov Switching* MSAR (4) aplicado a la brecha de producto en Nicaragua
(porcentaje)



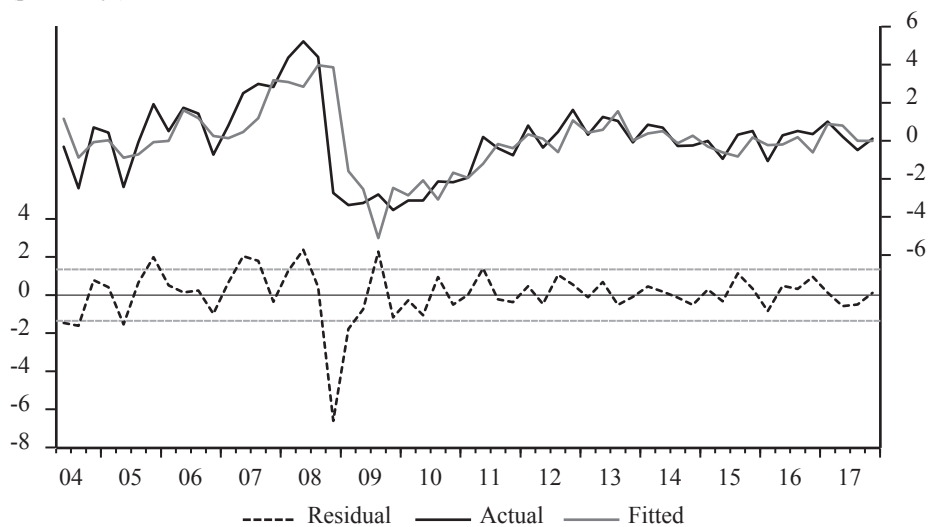
Fuente : Elaboración propia con base a estadísticas del BCN, 2002-2017.

Gráfico A3. Representación de *shocks* monetarios
(residuos ortogonalizados en el VAR (4) estructural)



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

Gráfico A4. Bondad de ajuste del modelo *Markov Switching* extendido con *shocks* monetarios de un VAR estructural (MSAR (4) - E(r)), aplicado a la brecha de producto en Nicaragua
(porcentaje)



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

Impulsos de demanda y restricciones externas al crecimiento: Evidencia para Nicaragua 2006-2018

*Ernesto Rafael Paredes Pérez**

Resumen

Para entender el fenómeno económico es necesario una amplia variedad de perspectivas. Esta investigación hace una aplicación empírica del modelo de crecimiento restringido por la balanza de pagos para el caso de Nicaragua durante el período 2006-2018, con el fin de estudiar su validez y capacidad de explicar el crecimiento económico observado. Este modelo y marco teórico orientado por el lado de la demanda, son puestos a prueba a través de la modelación econométrica de sus funciones y relaciones centrales. Los resultados muestran que los impulsos de demanda y las restricciones externas, explican en gran parte el crecimiento económico de Nicaragua. En este sentido, se evidencia una relación de largo plazo entre el crecimiento económico, el tipo de cambio real, el ingreso de los principales socios comerciales y los flujos externos, lo que constituye variables clave para la economía nicaragüense.

Palabras Clave: Nicaragua, crecimiento económico, modelo de crecimiento restringido por balanza de pagos, modelo de corrección de errores (VECM), componentes principales.

Código JEL: C50, E50, F10, O40.

* El autor es Profesional Económico II de la Gerencia de Análisis Macroeconómico del Banco Central de Nicaragua. Para comentarios comunicarse al correo: ernestpa96@gmail.com. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad del autor y no representa la posición oficial del BCN. Se agradecen los comentarios del Msc. Marvin Miranda y del Dr. Mario Aráuz.

1. Introducción

Nicaragua mostró una tasa de crecimiento promedio de 4.2 por ciento durante el período 2006-2018. Los determinantes de este crecimiento son objeto de intenso debate y han estado enfocados en un sector específico de la economía, sin considerar interacciones con el resto de sectores.

Frente a esto, y bajo el espíritu de profundizar el entendimiento de la dinámica del crecimiento nicaragüense, este documento realiza una aplicación empírica del modelo de Crecimiento Restringido por la Balanza de Pagos (MCRBP) con el fin de evaluar su validez y capacidad de explicar la dinámica de crecimiento nacional.

El MCRBP ha sido ampliamente discutido y aplicado en diversos países, ya que provee un marco teórico robusto y orientado por el lado de la demanda, que permite explicar el crecimiento -y las diferencias entre países- por medio de variables relacionadas al sector externo. Este modelo se circunscribe en la corriente heterodoxa del pensamiento económico.

Además, ha sido paulatinamente modificado y enriquecido, por lo que pueden incluso identificarse «generaciones» del mismo, quienes difieren en la caracterización teórica que hacen de las variables y sus interacciones. Entre los principales aportes, se encuentran Thirlwall & Hussain, (1982), Barbosa-Filho (2001), McCombie & Thirlwall (1997) y Moreno-Brid (1998-1999). Estas modificaciones, además de difundirlo, han permitido ampliar la discusión de sus resultados y la aplicación en una amplia variedad de contextos que han contribuido a reforzar su validez.

Así, en el caso nicaragüense se realiza una modificación teórica adicional al modelo y una combinación entre generaciones con el fin de adaptarlo eficazmente a la realidad económica nacional. Lo anterior se contrasta empíricamente mediante modelos de Vector de Corrector de Errores (VECM), siguiendo la propuesta realizada por Torres (2011).

Cabe destacar, sin embargo, que a través de los resultados que de aquí se derivan no puede realizarse una definición categórica de causalidad entre las variables y el crecimiento económico. Por eso es necesario realizar futuras aproximaciones a través de distintos modelos, dadas las limitaciones empíricas y teóricas del modelo analizado.

Por tanto, aunque de los resultados se deriven indicios de causalidad, el énfasis se hará validando el modelo en el contexto de la economía nicaragüense, el cual podrá ser visto a través de los signos de los coeficientes, la especificación del vector de cointegración, las funciones impulso-respuesta y finalmente de un ejercicio de inferencia.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera: La sección 2 realiza la revisión de la literatura y se describe la propuesta de caracterización teórica. La sección 3 presenta hechos estilizados de la economía nicaragüense que sirvan de base para la especificación econométrica. La sección 4 expone el método y datos utilizados. La sección 5 muestra los resultados obtenidos. Finalmente, la sección 6 detalla las conclusiones.

2. Revisión de la literatura

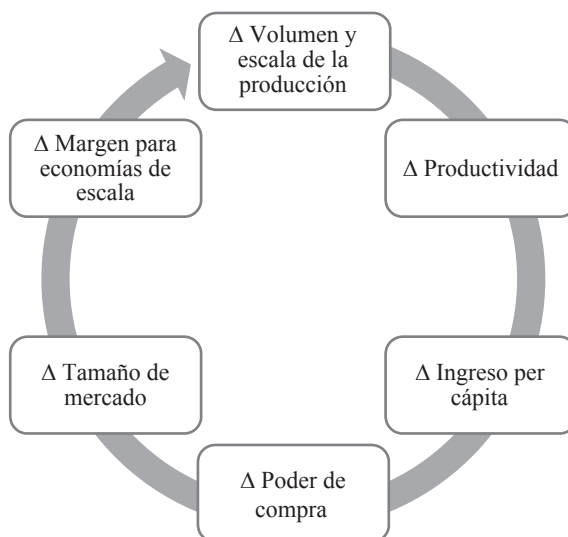
El modelo MCRBP de Thirlwall (2011) explica las tasas de crecimiento por medio de una restricción externa de la balanza de pagos. Así, este propone funciones de demanda de exportaciones, importaciones y crecimiento económico y, por tanto, provee de una aproximación en la que son los factores o impulsos de demanda los que determinan el crecimiento económico de un país.

Thirlwall (2013) –citado por Torres (2011)- afirma que las diferencias de las tasas de crecimiento de los países se deben a diferencias en el crecimiento de la productividad del trabajo. Además, propone un marco teórico que le permite *endogenizar* la relación entre la productividad del trabajo y el crecimiento económico. El elemento clave para establecer esta relación son los rendimientos crecientes de escala^{1/}, puesto que estos

1/ Aumentos más que proporcionales de la producción al duplicar los factores de producción. Véase (Nicholson, 2008, pág. 190).

tienen implicaciones tanto en la oferta como en la demanda. Por el lado de la oferta los rendimientos crecientes de escala permiten ganancias de productividad al aumentar la división del trabajo y promover ventajas de especialización, mientras que por el lado de la demanda se manifiestan en aumentos del tamaño del mercado, el ingreso per cápita y la elasticidad-ingreso. Este efecto conjunto se inserta en un proceso acumulativo que potencia el crecimiento económico (Thirlwall, 2002).

Figura 1. Proceso acumulativo de la economía



Fuente : Elaboración propia con base a Torres (2011) y Thirlwall (2002).

Para llegar a estas conclusiones, Thirlwall se apoya en las leyes de Kaldor (1966, 1967), las cuales relacionan el crecimiento sectorial (más específicamente, el manufacturero) con el crecimiento de la economía en su conjunto.

Las leyes de Kaldor consisten en generalizaciones dirigidas a explicar las diferencias en las tasas de crecimiento de las economías capitalistas avanzadas, pero también son aplicables a aquellas menos desarrolladas (Thirlwall, 2002). Estas plantean que (1) existe una relación causal y positiva entre el crecimiento del producto manufacturero y el crecimiento del PIB, puesto que este constituye uno de los principales sectores de la economía. Además (2) el crecimiento del producto manufacturero está

relacionado positiva y causalmente con el crecimiento de la productividad de dicho sector por medio de los rendimientos crecientes de escala^{2/}. Y (3), el crecimiento del producto manufacturero está relacionado positiva y causalmente con el crecimiento de la productividad de los demás sectores de la economía; y que, en su desarrollo, el crecimiento manufacturero va absorbiendo fuerza de trabajo de los otros sectores menos productivos.

En el diagrama expuesto anteriormente no se consideran factores externos que puedan influir en la velocidad con que se da el crecimiento por medio del aumento del mercado. Para esto es importante tomar en cuenta la demanda autónoma -concepto central en la teoría del supermultiplicador de Hicks (1950)-, la cual estaría conformada por la demanda de los otros sectores productivos y las exportaciones, siendo estos los que determinen el nivel de producto potencial (Vernengo, 2015). Si bien existe dinamización de la manufactura por parte de la agricultura y los otros sectores económicos, estos se encuentran limitados por su ingreso. Por lo tanto, las exportaciones surgen como el factor principal para el desarrollo de la manufactura.

Estas leyes, en conjunto con el supermultiplicador de Hicks^{3/}, le permiten a Thirlwall establecer una relación entre el crecimiento de las exportaciones y de la economía en su conjunto: el incremento de la demanda de los productos nacionales incrementaría la producción y, por tanto, la productividad del sector –y de los demás sectores-. Esto implicaría mejoras de competitividad de los productos nacionales, y, por consiguiente, la demanda externa se vería incentivada, potenciando así, el ciclo acumulativo. No obstante, es posible que ganancias de productividad endógena por procesos de I+D+i (Investigación + Desarrollo + innovación), se manifestaran también en crecimiento del producto, teniendo en cuenta que dichos procesos son incrementos en el gasto de inversión público y privado, y, por tanto, demanda.

2/ También conocida como Ley de Verdoorn, (véase Verdoorn, 1949).

3/ “La tasa de crecimiento de una economía se sincroniza con la tasa de crecimiento del componente dominante de la demanda exógena, siendo las exportaciones en una economía abierta” (Thirlwall, *The Nature of Economic Growth: An Alternative Framework for Understanding the Performance of Nations*, 2002), válido solamente en este modelo, pues en el modelo general del multiplicador existen otras fuentes de demanda autónoma (Vernengo, 2015).

Como menciona Torres (2011), al abordar tres generaciones del modelo, las restricciones del sector externo –y el consecuente equilibrio de largo plazo– dependen del modelo tratado. Así, en Thirlwall (2011) -primera generación- la restricción se manifiesta en la cuenta corriente, considerando entonces una cuenta de capitales de largo plazo igual a cero o acomodándose a los desequilibrios generados por la cuenta corriente, pero con una temporalidad restringida. En la segunda generación -Thirlwall & Hussain (1982)- se trata una cuenta de capitales diferente de cero sin restricciones (es decir, sin realizar distinción entre flujos de largo y corto plazo, o variación de reservas). Es hasta en la tercera generación -McCombie & Thirlwall (1997), Moreno-Brid (1998-1999) y Barbosa-Filho (2001)- en la que se realiza una restricción a la entrada de capitales o al endeudamiento del país.

2.1. Generaciones del MCRBP utilizadas

2.1.1. Thirlwall (1979)

Se partirá del modelo inicial presentado por Thirlwall (1979). Como menciona oportunamente Torres (2011), este modelo no hace distinción entre las subdivisiones de la cuenta corriente de la balanza de pagos. Es decir, la considera como la suma de las exportaciones e importaciones de bienes y servicios, y las transferencias.

La forma funcional definida por este modelo es multiplicativa –elasticidad constante–. La especificación es la siguiente:

dónde,

$X_{q,t}$ Demanda de exportaciones.

$$P_{d,t}X_{q,t} - P_{f,t}E_tM_{q,t} = 0 \quad (1)$$

$$X_{q,t} = P_{f,t}^{a_1} E_t^{a_2} P_{d,t}^{a_3} Z_{q,t}^{a_4} \quad (2)$$

$$M_{q,t} = P_{f,t}^{b_1} E_t^{b_2} P_{d,t}^{b_3} Y_{q,t}^{b_4} \quad (3)$$

- $M_{q,t}$ Demanda de importaciones.
- $P_{d,t}$ Precios internos medidos en moneda doméstica.
- $P_{f,t}$ Precios externos medidos en moneda extranjera.
- E_f Tipo de cambio nominal en unidades de moneda nacional a extranjera.
- $Z_{q,t}$ Ingreso del resto del mundo.
- $Y_{q,t}$ Ingreso interno.

además,

a_i y b_i , $i=1,2,3$ y 4 , son elasticidades de las funciones de exportación e importación, respectivamente.

Los subíndices 1 y 3 corresponden a la elasticidad-precio externa e interna, respectivamente.

El subíndice 2 es la elasticidad-tipo de cambio nominal.

El subíndice 4 es la elasticidad-ingreso.

El subíndice q se refiera a variables reales.

se espera que,

$$a_i > 0, \text{ excepto } a_3 < 0$$

$$b_i < 0, \text{ excepto } b_3 \wedge b_4 > 0$$

De las ecuaciones (1) a (3) se desprende las conclusiones iniciales del modelo. A saber, la definición del equilibrio de la balanza de pagos (1), en el cual el monto de importaciones y exportaciones en moneda nacional son iguales, por lo tanto, el saldo de la cuenta corriente es igual a cero. La demanda de las exportaciones (2) depende positivamente de los precios externos^{4/}, el tipo de cambio nominal y el ingreso real del resto del mundo;

4/ Por el efecto sustitución.

y negativamente de los precios domésticos. Por su parte, la demanda de importaciones depende negativamente de los precios externos y el tipo de cambio; y positivamente de los precios internos^{5/} y el ingreso real doméstico.

Aplicando logaritmo natural a las ecuaciones (1), (2) y (3), luego diferenciando con respecto al tiempo, se obtienen las siguientes ecuaciones:

$$p_{d,t} + x_{q,t} = p_{f,t} + e_t + m_{q,t} \quad (4)$$

$$x_{q,t} = a_1 p_{f,t} + a_2 e_t + a_3 p_{d,t} + a_4 z_{q,t} \quad (5)$$

$$m_{q,t} = b_1 p_{f,t} + b_2 e_t + b_3 p_{d,t} + b_4 y_{q,t} \quad (6)$$

A partir de esto, sustituyendo (1.5) y (1.6) y despejando se obtiene

$$y_{BP}^* = \frac{(1+a_3-b_3)p_{d,t} - (1-a_1+b_1)p_{f,t} - (1-a_2+b_2)e_t + a_4 z_{q,t}}{b_4} \quad (7)$$

Dadas las ecuaciones, se consideran como endógenas a las funciones de demanda de exportaciones e importaciones, $X_{q,t}$ y $M_{q,t}$ respectivamente. La función y_{BP}^* es considerada endógena si las demás variables (precios, tipo de cambio real e ingreso del exterior real) son tomadas como exógenas. Dadas estas condiciones, como menciona Barbosa-Filho (2001) –citado por Torres (2011)– es el ingreso el que se ajusta para mantener la balanza comercial en equilibrio.

En el modelo se realizan ciertas restricciones a los coeficientes de la ecuación (7), lo que da paso a obtener la “Ley de Thirlwall”. Thirlwall (1979) asume que $a_3 = -a_2$ y $b_1 = b_2$. y . Esto implica que las funciones de demanda de importación y exportación son de bienes sustitutos imperfectos, al depender del precio del bien importado y de sus sustitutos (Torres, 2011). Además, otra explicación podría ser que los productos nacionales, dado su precio en moneda nacional, incorporan el efecto del tipo de cambio al transarse en los mercados internacionales.

5/ Por el efecto sustitución.

Posteriormente, Thirlwall aplica otras restricciones por motivos empíricos y económicos. La primera restricción consiste en que $a_0 = a_3 = -a_2 = -a_1$ y $b_0 = -b_3 = b_1 = b_2$, donde $a_0 \wedge b_0 < 0$.

Por lo tanto, (2), (3) y (7) quedan de la manera siguiente:

$$X_{q,t} = \left(\frac{P_{d,t}}{P_{f,t}E_t} \right)^{a_0} Z_{q,t}^{a_4} \quad (8)$$

$$M_{q,t} = \left(\frac{P_{f,t}E_t}{P_{d,t}} \right)^{b_0} Y_{q,t}^{b_4} \quad (9)$$

$$y_{BP}^{T1} = \frac{(1+a_0+b_0)(p_{d,t}-p_{f,t}-e_t)+a_4Z_{q,t}}{b_4} \quad (10)$$

Una segunda restricción, es la ecuación de tipo de cambio real (Q_t) similar a la presentada por Krugman, Obstfeld & Melitz (2012),

donde h es una constante

$$Q_t \equiv \frac{P_{f,t}E_t}{P_{d,t}} = h \quad (11)$$

$$q_t \equiv p_{d,t} - p_{f,t} - e_t = 0 \quad (12)$$

por lo tanto,

$$X_{q,t} = H_X Z_{q,t}^{a_4} \quad (13)$$

$$M_{q,t} = H_M Y_{q,t}^{b_4} \quad (14)$$

$$y_{BP}^T = \frac{a_4 Z_{q,t}}{b_4} = \frac{x_{q,t}}{b_4} \quad (15)$$

donde $H_X = h^{-a_0}$ y $H_M = h^{a_0}$, lo que asume tácitamente que el tipo de cambio real no varía^{6/}. La ecuación (15) es conocida como la Ley de Thirlwall. Como se observa, se considera nulo el efecto del tipo de cambio real, como

6/ Esto también es argumentado por Krugman et al (2012), derivando el tipo de cambio real de la PPA. Además, según Torres (2011) en el MCRBP puede ser explicado por “un traspaso de la tasa de devaluación –y de inflación externa- a la inflación interna”. Si los precios relativos son constantes, entonces su crecimiento es cero.

se manifiesta en (12). La justificación de esta restricción estriba, siguiendo a Torres (2011), en la validez de la ley de un solo precio, o por el *pass-through* a la inflación interna.

2.1.2. Thirlwall & Hussain (1982)

Esta especificación del modelo incluye una variable de flujos de capital distinta de cero. En la práctica, los países pueden encontrarse fuera del equilibrio de manera sistemática, aunque no necesariamente de forma sostenible. Por lo tanto, su adición permite que la cuenta corriente pueda estar desequilibrada. Torres (2011), menciona que tanto en los modelos teóricos como en los trabajos empíricos que él analiza, dicha variable no posee un carácter dinámico, sino que es interpretada como un desequilibrio inicial o un promedio del período. Sin embargo, el autor señala que en una modelación estocástica, la misma podría ser beneficiosa para los resultados del modelo.

Así pues, la ecuación de la cuenta corriente sería:

$$P_{d,t}X_{q,t} + K_t = P_{f,t}E_tM_{q,t} \quad (16)$$

donde $K_t = P_{d,t}K_{q,t}$, son los flujos de capital netos medidos en moneda doméstica, por lo que $K_t \neq 0$.

Aplicando logaritmo natural a (16) e incorporando factores de intercambio se obtiene:

$$O_t(p_{d,t} + x_{q,t}) + (O_t - 1)k_t = p_{f,t} + e_t + m_{q,t} \quad (17)$$

donde

$$O_t \equiv \frac{P_{d,t}X_{q,t}}{P_{d,t}X_{q,t} + K_t} \equiv \frac{X_t}{X_t + K_t} \equiv \frac{X_t}{M_t} \quad (18)$$

Cuando $O_t > 0$ la cuenta corriente es positiva, lo contrario sucede cuando $O_t < 0$.

Por su parte, las funciones de demanda no sufren cambios en su especificación respecto al modelo anterior. Aplicando logaritmo y diferenciando las ecuaciones (8) y (9), respecto al tiempo, resulta:

$$x_{q,t} = a_0(p_{d,t} - p_{f,t} - e_t) + a_4 z_{q,t} \quad (19)$$

$$m_{q,t} = b_0(p_{f,t} + e_t - p_{d,t}) + b_4 y_{q,t} \quad (20)$$

Entonces, la ecuación de la tasa de equilibrio sería:

$$y_{BP}^{T,H} = \frac{(1+O_t a_0 + b_0)(p_{d,t} - p_{f,t} - e_t) + O_t a_4 z_{q,t} + (1-O_t)(k_t - p_{d,t})}{b_4} \quad (21)$$

Donde k_t equivale a la tasa de crecimiento de los flujos externos de la balanza de pagos.

La ecuación es una conclusión contable de la Balanza de Pagos y no necesariamente brinda una interpretación económica. La producción resulta como una variable endógena dependiente de: i) tipo de cambio real; ii) términos de intercambio; iii) ingreso externo; y iv) flujos externos.

Los shocks a los que está expuesto este modelo son:

1. Tipo de cambio real. Una depreciación del tipo de cambio real tiene un efecto positivo en el crecimiento por el aumento de los ingresos y volumen de exportaciones. Si $|O_t a_0 + b_0 + 1| > 0$, $\partial y_{BP} / \partial (p_{d,t} - p_{f,t} - e_t) > 0$.
2. Ingreso externo. A medida que $O_t \rightarrow 1$, entonces el efecto conjunto de estos y el ingreso externo benefician el saldo de la cuenta corriente, y por ende, la tasa de crecimiento.
3. Flujos de capitales netos. Tienen efecto positivo si $k_t > 0$ y $k_t > p_{d,t}$.

Al asumir que $O_t = 1$ y $k_t = 0$, se obtiene una expresión similar a (10).

2.1.3. Aplicación para Nicaragua

Diversos estudios han intentado explicar el crecimiento económico de Nicaragua desde un enfoque de demanda. Miranda (2011), por ejemplo, propone una visión alternativa al MCRPB tomando como referencia el supermultiplicador sraffiano de Serrano (1995); el cual, según el autor, equivale a una alternativa más general que la Ley de Thirlwall y, además, coherente con un análisis estructuralista en el sentido de Prebisch. Con esto, evalúa el efecto de la demanda agregada absorbida por la economía, la relevancia de la propensión a importar y la importancia de los capitales entrantes.

Noguera (2018), por su parte, ocupa tangencialmente este marco teórico bajo una modelización que toma en cuenta el efecto sobre el PIB del gasto de Gobierno, la inversión y las reservas internacionales.

Así, la propuesta presentada en este trabajo consiste en combinar dos generaciones de modelos del MCRBP intentando una modelización más apegada a las características estructurales de la economía nicaragüense, con el fin de calcular la tasa de crecimiento restringida por balanza de pagos de largo plazo que tome en cuenta el efecto de flujos externos, entendidos como la Inversión Extranjera Directa (IED) y remesas.

Con la combinación se busca mantener la especificación común de las funciones de demanda de exportaciones e importaciones y utilizar la definición de la balanza de pagos del modelo de segunda generación, el cual permite flujos externos que la desequilibren; y, por tanto, una función de crecimiento económico que recoja el efecto de estos flujos.

Sin embargo, también se realiza una modificación por motivos empíricos a la función de la cuenta corriente (16), de la forma:

$$P_{d,t}X_{q,t} = K_t + P_{f,t}E_tM_{q,t} \quad (22)$$

La motivación de este cambio es mostrar un equilibrio más apegado a la contabilidad nacional, pues tanto la entrada de los flujos externos como las importaciones, son registradas con signo negativo. Por tanto, el equilibrio de cuenta corriente tendría que ser compensado enteramente por las exportaciones. Por otro lado, se prescinde del efecto de los términos de intercambio, señalados en la segunda generación del modelo.

El supuesto principal detrás de la combinación, es que los flujos externos tienen importancia medular en el crecimiento económico, pero también, el desequilibrio en la cuenta corriente que generan no es perjudicial, pues están compuestos por IED y remesas. Ninguna de estas podría generar, en caso de mantenerse en el tiempo o aumentar su volumen, una crisis de balanza de pagos, sino todo lo contrario, serían un mayor impulso a la demanda interna y a la producción, potenciando aún más el ciclo acumulativo descrito en la sección anterior.

Las ecuaciones utilizadas serían: para las funciones de demanda las ecuaciones (8) y (9), mientras que la definición de la balanza de pagos sería la ecuación (23). Aplicando logaritmos a las funciones de demanda, diferenciando respecto al tiempo y luego despejando la variable crecimiento del producto, la tasa de equilibrio restringido por la balanza de pagos quedaría de la siguiente forma:

$$y_{BP}^m = \frac{(1+a_0+b_0)(p_{d,t}-p_{f,t}-e_t)+a_4z_{q,t}-a_5k_t}{b_4} \quad (23)$$

La derivación anterior nos permite mantener la interpretación económica del modelo de primera generación, pero incorporando el elemento de flujos externos del modelo de segunda generación.

La tasa de crecimiento de largo plazo estaría dada por:

$$y_{BP}^{**} = \frac{(1+a_0+b_0)+a_4-a_5}{b_4} \quad (24)$$

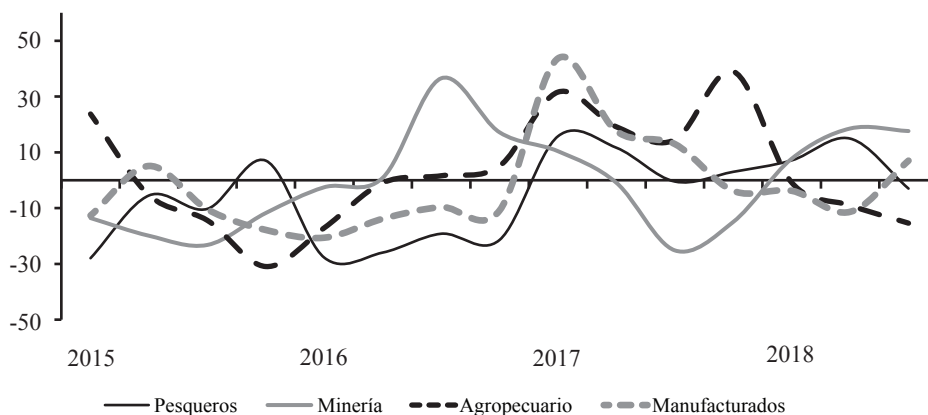
La suma de las elasticidades tipo de cambio real, ingreso y flujos externos, dividida entre la elasticidad-ingreso interno.

3. Información empírica y método

3.1. Hechos estilizados

Para realizar una modelación adecuada es necesario conocer las características del sector externo nicaragüense. Así, a partir de las estadísticas publicadas por el Banco Central de Nicaragua, se puede observar que un alto porcentaje del valor exportado está concentrado en pocos productos del sector primario. Ésto naturalmente, corresponde a un freno al crecimiento, pues el nivel de su productividad y los vaivenes de los precios impactan inevitablemente en las tasas que puedan alcanzarse.

Gráfico 1. Crecimiento interanual trimestral de las exportaciones
(porcentaje)



* : Grosor de línea en función de su peso en el total de exportaciones. Ordenadas de menor a mayor.

Fuente : Elaboración propia con base a estadísticas del BCN.

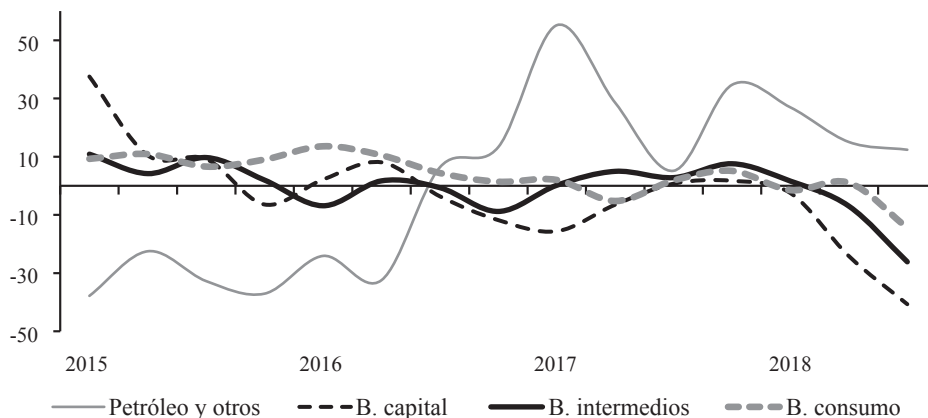
Por otro lado, los cinco socios comerciales más importantes aglomeran el 66 por ciento de las exportaciones FOB durante el primer semestre de 2018^{7/}. Los países de destino en orden de importancia son: Estados Unidos, El Salvador, Costa Rica, República Popular de China y Guatemala.

Por su parte las importaciones se concentran principalmente en bienes de consumo y bienes intermedios, los que alcanzan una participación promedio

7/ Según el informe de comercio externo a junio de 2018.

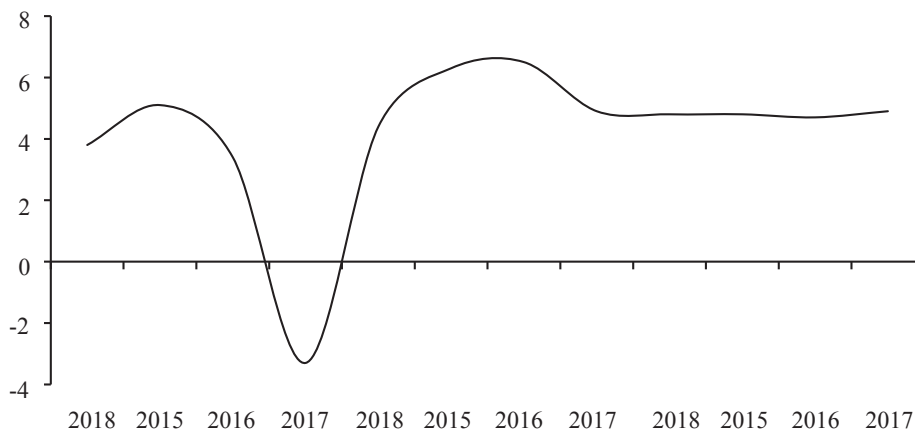
de 34.6 y 26.06 por ciento, respectivamente. Siendo los principales socios comerciales, según el Banco Central (BCN, 2018), Estados Unidos, República Popular de China, México, Costa Rica, Guatemala y El Salvador, que conjuntamente concentran el 69.4 por ciento de las importaciones.

Gráfico 2. Crecimiento interanual trimestral de las importaciones
(porcentaje)



* : Grosor de línea en función de su peso en el total de importaciones. Ordenadas de menor a mayor.
Fuente : Elaboración propia con base a estadísticas del BCN.

Finalmente, el crecimiento económico de Nicaragua se ha mantenido estable, a excepción del período de la crisis financiera internacional. A partir de 2013, ha mostrado tasas anuales cercanas al 5 por ciento.

Gráfico 3. Crecimiento del producto interno bruto*(porcentaje)*

Fuente : Elaboración propia con base a estadísticas del BCN.

4. Método y datos

El modelo econométrico utilizado en el documento es el VECM, de acuerdo a la propuesta de Torres (2011)^{8/}. Este modelo de vectores autorregresivos, a diferencia de los utilizados en contrastes empíricos del MCRBP anteriores, dadas sus características de sistemas de ecuaciones y discriminación de efectos de corto y largo plazo, permitiría entre otros elementos: i) una estimación que tome suficientemente en cuenta las características estocásticas de las series; ii) especificar funciones de demanda menos restringidas; iii) permitir relaciones entre las variables que puedan no estar contempladas en las ecuaciones; y iv) imponer restricciones a los parámetros de corto y largo plazo, lo que podría experimentar sobre la incidencia de las variables en distintos horizontes de tiempo.

Por tanto, en un primer momento se utilizará el método de componentes principales para la creación de una variable de crecimiento económico de los principales destinos de exportación. Luego se utilizará esta variable para la construcción de un VECM de la función de demanda de exportaciones.

8/ Para mayor información, véase capítulo de 4 de Torres (2001).

El mismo método econométrico se utilizará para la función de demanda de importaciones.

Una vez obtenidos esos resultados, y posterior a la modelación mediante un VECM para la función de crecimiento, ecuación principal del MCBP, se realiza el cálculo de la tasa de crecimiento restringida de largo plazo y se evalúa la capacidad del modelo para caracterizar la economía nicaragüense, desde una perspectiva guiada por el lado de la demanda. Para las estimaciones se considera el período comprendido entre enero de 2006 y marzo de 2018.

Además de la revisión de los signos de los indicadores obtenidos respecto a la teoría, se estiman las funciones impulso-respuesta a través de una descomposición de impulsos generalizados, lo cual evita la necesidad de realizar un ordenamiento subjetivo de exogeneidad.

Finalmente, se realizará un ejercicio de simulación con un conjunto de modelos restringidos de la función de crecimiento para evaluar la validez del modelo a través de su poder de inferencia a través de una ventana de estimación recursiva. En función de los resultados obtenidos, se evaluará el poder de predicción respecto a la serie original del IMAE mediante el indicador RSME. El modelo ganador, se someterá a una comparación con un modelo ARMA(17), que es el modelo ganador de la herramienta de selección aleatoria con base en el criterio de selección de Akaike.

Estos elementos dan indicio de la validez al MCBRP, con las modificaciones teóricas realizadas, en el contexto nicaragüense.

4.1. Componentes principales

El análisis de factores, según De la Garza, Morales, & Gonzáles (2013), es un método que permite encontrar homogeneidad en un amplio conjunto de variables con el fin de reducir información por medio de la conformación de grupos. Del conjunto de variables, construye nuevas variables a partir de la unificación de aquellas que muestren un comportamiento más

correlacionado. Este asume que la variación de las variables está compuesta de un factor común a todas, uno específico y otro aleatorio. El valor máximo es 1, pues las variables son estandarizadas.

Por tanto, el método de Componentes Principales considera que tanto la variación específica como la aleatoria de las variables son iguales a cero, extrayendo así, factores conformados por la combinación lineal de las variables originales, los cuales recogen la información común a todas las variables.

4.2. Vector de corrección de errores

El modelo de Vector de Corrección de Errores (VECM) es una modificación del modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) que permite modelar la interacción de equilibrio de largo plazo entre variables no estacionarias, donde las desviaciones de corto plazo son estacionarias (Martin, Hurn, & Harris, 2012).

Al igual que el VAR permite modelar las interacciones que existen entre las variables y su comportamiento conjunto, dentro de este modelo, se pueden especificar relaciones simultáneas, más no necesariamente contemporáneas.

Siguiendo a Quenouille (1987) citado por Oularis, Pagan & Restrepo (2018), un modelo VAR^{9/} de orden p (VAR(p)) se define como:

$$\gamma_t = \mu + \Phi_1 \gamma_{t-1} + \dots + \Phi_p \gamma_{t-p} + v_t \quad (25)$$

Donde γ_t y v_t son vectores $n \times 1$ y Φ_j son matrices $n \times n$, siendo n la cantidad de variables del modelo y p el número de rezagos con que cuentan. Además, $v_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$.

9/ Para conocer con mayor detalle sobre los modelos VAR puede consultarse Enders (2010), Oularis et. al. (2018) y Lütkepohl & Krätzig (2004).

Considerando un modelo n dimensional $\gamma_t = (\gamma_{1,t}, \dots, \gamma_{n,t})'$ con $p = 1$ rezagos

$$\gamma_t = \mu + \Phi_1 \gamma_{t-1} + v_t \quad (26)$$

Restando γ_{t-1} a los dos lados de la ecuación

$$\Delta \gamma_t = \mu - (I_n - \Phi_1) \gamma_{t-1} + v_t = \mu - \Phi_1(1) \gamma_{t-1} + v_t \quad (27)$$

Donde $\Phi_1(1) = I_n - \Phi_1$. Esto es un VECM^{10/}, pero con un ajuste de $p - 1 = 0$ rezagos.

Expandiendo el VAR definido anteriormente para incluir p rezagos

$$\Phi(L) \gamma_t = \mu + v_t \quad (28)$$

Donde $\Phi(L) = I_n - \Phi_1 L - \dots - \Phi_p L^p$ es un polinomio en el operador de rezagos.

El VECM resultante con $p - 1$ rezagos está dado por

$$\Delta \gamma_t = \mu_t - \Phi(1) \gamma_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta \gamma_{t-i} + e_t \quad (29)$$

Donde $\Phi(1)$ es un vector de cointegración, el cual implica que asumiendo que las series γ_t son $I(1)$, entonces están cointegradas si existe una matriz β con dimensiones $n \times r$, donde r está restringido por $I \leq r < n$ son las combinaciones lineales

$$\beta' \gamma_t = v_t \quad (30)$$

que permiten que v_t sea $I(0)$. Es decir, la cantidad de vectores de combinaciones lineales que permiten que los residuos v_t sean estacionarios.

10/ Para más detalle consultar Martin et. al. (2012).

La dimensión de r es conocida como rango de cointegración, la cual puede ser calculada mediante los métodos de Engel & Granger (1987) o el de Johansen (1988), y las columnas de β son llamadas vectores de cointegración.

El modelo VECM permite, además, imponer restricciones a los parámetros del vector de cointegración.

4.3. Especificación

Para medir el crecimiento económico, se toma como referencia el IMAE e índices de actividad económica de los principales socios comerciales^{11/}, sintetizados en una sola variable mediante el método de componentes principales.

Como tipo de cambio real se toma como referencia el índice de tipo de cambio real efectivo con respecto a EE.UU., pues su moneda tiene una amplia circulación en la economía nicaragüense y ha sido el principal socio comercial de Nicaragua durante el período de estudio.

Por otro lado, se utilizan las series de exportaciones e importaciones publicadas por la Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA). Estas series no recogen el efecto de las zonas francas, ya que la dinámica comercial de este rubro posee condiciones distintas en el mercado nacional.

Finalmente, para los flujos externos se elabora una serie que recoge la tendencia ciclo de la sumatoria de inversión extranjera directa y remesas. Las variables a utilizar en el modelo se resumen en la Tabla 1^{12/}.

11/ Señalados en la sección anterior. Para más información de esta variable consultar Anexo 1.

12/ Todas en logaritmos.

Tabla 1. Descripción de variables

Variable	Descripción	Fuente	Símbolo	Modelación
IMAE de Nicaragua	Tendencia ciclo	SECMCA	y_t	<i>imae_ni</i>
Índices de actividad económica de principales socios comerciales	Tendencia ciclo	Elaboración propia (componentes principales)	z_t	<i>ingresoext</i>
Tipo de cambio real	Índice de tipo de cambio real efectivo con respecto a EE.UU	SECMCA	q_t	<i>tcr_tc</i>
Flujos externos	Tendencia ciclo	Elaboración propia	k_t	<i>ied_tc</i>
Exportaciones	Tendencia ciclo	SECMCA	x_t	<i>exportaciones_tc</i>
Importaciones	Tendencia ciclo	SECMCA	m_t	<i>importaciones_t</i>

Fuente : Elaboración propia.

Por tanto, las tres ecuaciones que conforman el modelo son las siguientes:

Tabla 2. Especificaciones

Demanda de importaciones	$m_t = a_0 q_t + b_4 y_t$
Demanda de exportaciones	$x_t = a_0 q_t + a_4 z_t$
Crecimiento restringido	$y_t = a_0 q_t + a_4 z_t + a_5 k_t$

Fuente : Elaboración propia.

5. Resultados

Tras la revisión de existencia de raíces unitarias a través de pruebas ADF a todas las series, se observa que son integradas de orden 1 (ver Anexo 2). Por tanto, se procede a las pruebas de cointegración con el fin de lograr la especificación adecuada del VECM (ver Anexo 3).

La especificación óptima de los tres modelos resultó en un vector de cointegración ($r = 1$). Adicionalmente, a través del criterio de información Schwarz (SIC, por sus siglas en inglés), se concluye que la cantidad de

rezagos óptima para los tres modelos es de 4 rezagos^{13/} ($p = 4$), dado que obtiene un resultado homólogo en las tres especificaciones. Por tanto, los modelos $VECM(r, p-1)$ estimados son $VECM(3)$.

5.1. Funciones de demanda de importaciones y exportaciones

Los principales resultados de los modelos de demanda se encuentran en la Tabla 3. Para la función de importación, el IMAE arroja una influencia positiva, mientras que el tipo de cambio real una negativa. Por su parte, en la función de exportaciones, el ingreso externo posee una influencia positiva, mientras que el tipo de cambio real negativa. Todos los parámetros, dados sus valores t , son estadísticamente significativos.

Observando las elasticidades, las exportaciones son menos sensibles a cambios en el ingreso externo, con respecto a las importaciones i.e. 0.22 y 1.11 por ciento, respectivamente. Mientras que, por el contrario, las exportaciones son sustancialmente más sensibles a variaciones en el tipo de cambio real que lo que son las importaciones.

Esto en línea con el modelo inicial de Thirlwall, ubicaría a la tasa de crecimiento restringida mensual de largo plazo en 0.20 y 2.98 por ciento de forma anual.

La influencia temporal de las variables también puede visualizarse en las Funciones Impulso-Respuesta (FIR). En estas, se muestra el efecto sobre la senda de crecimiento de la variable endógena dado un choque positivo de una desviación estándar sobre las demás. El método de descomposición utilizado para su cálculo corresponde a impulsos generalizados, los cuales evitan una especificación en función de la exogeneidad de las variables.

13/ Ver Anexo 4.

Tabla 3: Principales resultados de los modelos VECM de demanda

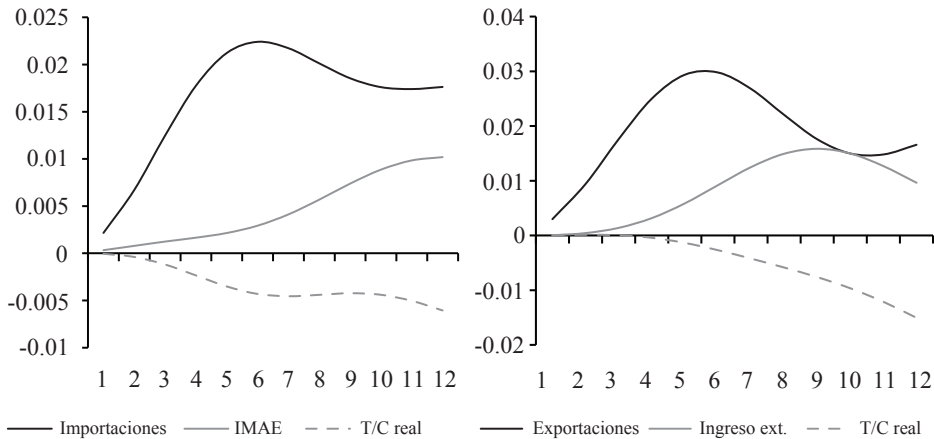
Variable	Importaciones		Exportaciones	
	Coeficientes		Coeficientes	
	Cointegración	Ajuste	Cointegración	Ajuste
Importaciones	1	-0.009631 (0.00243) [-3.96336]		
Exportaciones			1	-0.013505 (0.00305) [-4.42761]
IMAE	-1.111226 (0.11193) [-9.92783]	0.002770 (0.00103) [2.68609]		
T/C Real	1.812783 (0.40142) [4.51588]	0.001187 (0.00054) [2.21528]	4.503224 (0.48573) [9.27101]	-0.000639 (0.00052) [-1.22778]
Ingreso externo			-0.221877 (0.02418) [-9.17592]	0.017971 (0.00771) [2.33122]
Constante	-8.963483		-25.76689	

Nota : Errores estándar en (), estadísticos t en [].

Fuente : Elaboración propia.

En el Gráfico 4 pueden observarse los resultados de las funciones impulso-respuesta^{14/} sobre la variable dependiente de una desviación estándar en cada una de las variables explicativas. Estas tres estimaciones se resumen en el mismo gráfico con el objetivo de facilitar su comparación.

14/ Cabe destacar que el software utilizado para la estimación de este modelo no calcula los errores estándar de las FIR, por lo que no pueden definirse los intervalos de confianza.

Gráfico 4. FIR de funciones de demanda

Nota : Se utilizaron impulsos generalizados como método de descomposición

Fuente : Elaboración propia con base a estadísticas del BCN.

Según las FIR, las importaciones son sensibles positivamente a choques al alza del IMAE, pero negativamente a los del tipo de cambio real. Esto tiene sentido pues, aumentos (disminuciones) de los precios externos (internos) provoca una disminución (aumento) de la demanda por efecto sustitución.

Por su parte, la demanda de exportaciones se ve influenciada positivamente por el ingreso externo de los principales socios comerciales, y es indiferente, en un primer momento, a choques en el tipo de cambio real.

5.2. Función de crecimiento

Al realizarse la especificación indicada anteriormente, la estructura del modelo VECM queda de la siguiente manera:

Tabla 4. Especificación de modelo VECM para la función de crecimiento

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \mu_y + \alpha_y(\beta_1 y_{t-1} + \beta_2 k_{t-1} + \beta_3 z_{t-1} + \beta_4 q_{t-1} + \beta_5) + \sum_{w=1}^4 \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_{w,j} \Delta \Pi_{w,t-j} + v_t + D_t \\ \Delta k_t &= \mu_k + \alpha_k(\beta_1 y_{t-1} + \beta_2 k_{t-1} + \beta_3 z_{t-1} + \beta_4 q_{t-1} + \beta_5) + \sum_{w=1}^4 \sum_{i=1}^{p-1} E_{w,j} \Delta \Pi_{w,t-j} + v_t + D_t \\ \Delta z_t &= \mu_z + \alpha_z(\beta_1 y_{t-1} + \beta_2 k_{t-1} + \beta_3 z_{t-1} + \beta_4 q_{t-1} + \beta_5) + \sum_{w=1}^4 \sum_{i=1}^{p-1} M_{w,j} \Delta \Pi_{w,t-j} + v_t + D_t \\ \Delta q_t &= \mu_q + \alpha_q(\beta_1 y_{t-1} + \beta_2 k_{t-1} + \beta_3 z_{t-1} + \beta_4 q_{t-1} + \beta_5) + \sum_{w=1}^4 \sum_{i=1}^{p-1} P_{w,j} \Delta \Pi_{w,t-j} + v_t + D_t \end{aligned}$$

Fuente : Elaboración propia.

Donde w son las columnas del vector $\Pi = [y_t \ k_t \ z_t \ q_t]'$, y D_t es un vector de variables *dummys*.

Para la comprobación empírica de la teoría, se realizaron modelos VECM restringido y no restringido. La restricción corresponde al tipo de cambio real conforme a la teoría (12). Los principales resultados de la modelación se presentan en la Tabla 5. La estabilidad del modelo se encuentra en el Anexo 5.

Estos modelos, al igual que las ecuaciones de demanda, reflejan signos acordes a la teoría. En ambos modelos, los flujos e ingreso externos tienen una influencia positiva en el desenvolvimiento de la economía nacional, mientras que el tipo de cambio real es negativa.

En la Tabla 6 puede observarse de forma explícita como las variables afectan al IMAE, conforme a la ecuación 26.

Tabla 5: Principales resultados de los modelos VECM de demanda

Variable	No restringido		Restringido $\beta = 0$	
	Coeficientes		Coeficientes	
	Cointegración	Ajuste	Cointegración	Ajuste
IMAE	1	-0.001123 (0.00382) [-0.29393]	1	-0.005060 (0.00585) [-0.86477]
Flujos externos	0.579959 (0.14464) [4.00964]	-0.004432 (0.00156) [-2.83663]	0.176846 (0.07251) [2.43906]	-0.005436 (0.00243) [-2.23877]
Ingreso externo	-0.288427 (0.03509) [-8.21853]	0.141431 (0.03117) [4.53687]	-0.191461 (0.01763) [-10.8579]	0.193086 (0.04872) [3.96357]
T/C real	0.557908 (0.19058) [2.92741]	-0.000532 (0.00197) [-0.26991]	0	0.001655 (0.00303) [0.54682]
Constante	-10.14672		-5.665519	

Nota : Errores estándar en (), estadísticos t en [].

Fuente : Elaboración propia.

Cabe destacar, que en las elasticidades del vector de cointegración, el que presenta mayor impacto positivo respecto al IMAE son los flujos externos, seguido del ingreso externo. Esto implicaría que para la economía nicaragüense la dinámica de la Inversión Extranjera Directa y las remesas es la que mayor influye sobre la dinámica nacional, por encima de la demanda de exportaciones nacionales a raíz del aumento del ingreso de los países.

Lo anterior constituye, sin embargo, una fuente de vulnerabilidad nacional, pues los factores determinantes del flujo de inversión o de remesas, están fuera del control de las políticas internas.

Tabla 6. Influencia de variables al IMAE conforme (24)

	Flujos externos	Ingreso externo	T/C real
Restringido	+	+	-
No restringido	+	+	

Fuente : Elaboración propia.

El tipo de cambio real, por su parte, muestra además de significancia estadística, una importante elasticidad negativa. Esto resulta importante en temas de política monetaria, ya que devaluaciones del tipo de cambio nominal tendrían un impacto negativo sobre la dinámica del IMAE, sin embargo, esto no es del todo preciso.

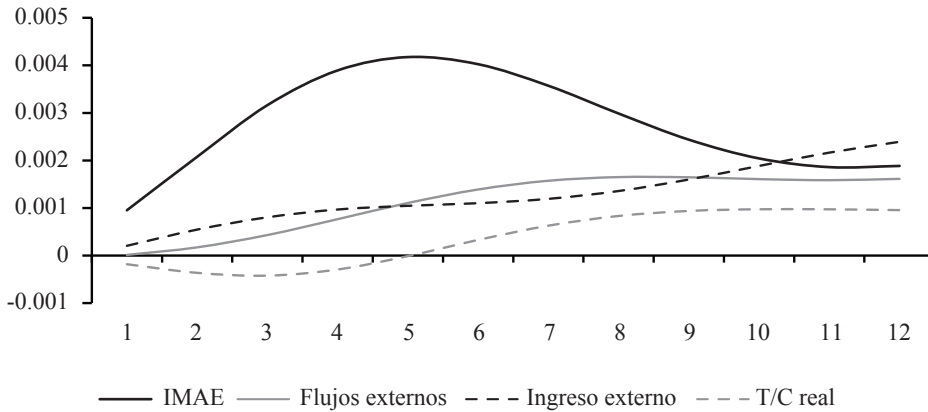
Si observamos las FIR, siguiendo el método de descomposición utilizado anteriormente, el comportamiento de las series es congruente con los signos de los parámetros. Así, se observa una reacción del IMAE a choques equivalentes a una desviación estándar en si mismo, el ingreso externo y los flujos externos. Sin embargo, respecto al tipo de cambio real existe un matiz importante: es negativo hasta el 5to período, luego el efecto se revierte.

Esto indicaría que en el corto plazo la propensión a importar asociada con el crecimiento económico, como también menciona Miranda (2011), tiene un mayor efecto que las ganancias de competitividad asociadas al aumento del tipo de cambio real.

Lo anterior, podría explicarse por dos vías que pueden ser complementarias: i) debido a la lentitud con que -respecto al mercado nicaragüense- los mercados internalizan los cambios en los precios relativos; y ii) por el alto *pass-through* de los precios externos a los internos, y su impacto negativo en la dinámica económica.

Esto implicaría que una devaluación real tendría como resultado una caída transitoria del IMAE en el corto plazo debido al encarecimiento de los productos de importación, el cual sería revertido y superado en el mediano plazo por las ganancias de competitividad de las exportaciones nacionales.

Análogamente, dado el esquema de tipo de cambio actual, incrementos de los precios externos se traducen rápidamente en cambios en los precios internos, impactando negativamente al IMAE en el corto plazo. En el mediano plazo, sin embargo, se manifestaría una primacía de un efecto sustitución positivo para la economía nicaragüense.

Gráfico 5. FIR de crecimiento restringido

Nota : Se utilizaron impulsos generalizados como método de descomposición.

Fuente : Elaboración propia con base a estadísticas del BCN.

Finalmente, se procedió a determinar la tasa de crecimiento de largo plazo de la economía nicaragüense para el período en cuestión. Así, la tasa de crecimiento mensual y anual promedio observada del IMAE se ha ubicado en 0.32 y 4.0 por ciento respectivamente. La estimación de la tasa con restricción externa se resume en la siguiente Tabla:

Tabla 7. Tasas de crecimiento calculadas
(porcentajes)

Modelo	Mensual	Anual
IMA	0.3246	3.9663
No restringido	0.3588	4.3918
Restringido	0.3431	4.1958

Fuente : Elaboración propia.

Por tanto, la tasa de crecimiento de largo plazo restringida por la balanza de pagos se ubica entre 0.34 y 0.36 por ciento mensual y entre 4.2 y 4.4 por ciento anual. Estos resultados indican que el crecimiento económico que sugiere el modelo es consistente con el observado en la serie.

5.3. Ejercicio de inferencia

Con el objetivo de evaluar la validez del modelo a través de su capacidad en términos de inferencia, se verificó mediante un ejercicio meramente empírico, la habilidad predictiva durante el período 2017M10-2018M03. Para tal fin, se utilizaron 6 variaciones del modelo de la función de crecimiento, los cuales se someten a distintas restricciones tanto en el vector de cointegración como de corto plazo.

Así, se realizan proyecciones recursivas a un paso con 100 mil repeticiones (que incluye errores utilizando un remuestreo *bootstrap*), durante el período mencionado anteriormente. Los resultados se muestran en la Tabla 8.

Respecto a las restricciones, en los primeros tres modelos se toma en cuenta el efecto del tipo de cambio real en el vector de cointegración, ejerciendo restricciones sobre el vector de corto plazo. Así, el modelo es completamente irrestricto. Los modelos 2 y 3, toman en cuenta del tipo de cambio real en el vector de cointegración, pero se restringen los efectos de corto plazo del tipo de cambio real, y en el tipo de cambio real y los flujos externos, respectivamente.

Por su parte, los modelos 4 al 6 evalúan la restricción de largo plazo consistente con la teoría del tipo de cambio real sobre el crecimiento económico, y también las restricciones de corto plazo sobre las mismas variables del modelo 2 y 3.

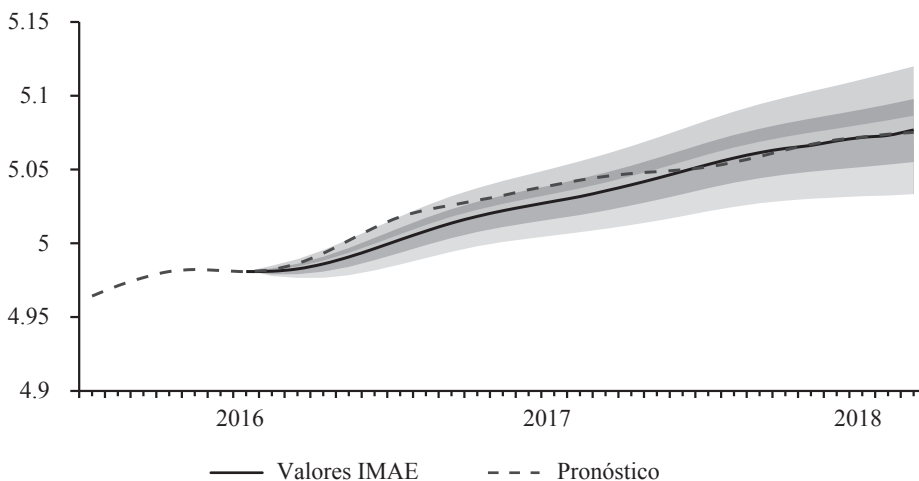
Tabla 8. Habilidad predictiva de los modelos

No.	Modelo	Restricción	RMSE ¹
1	No restringido	$\beta_1 = 1$	0.001540
2		$\beta_1 = 1, \quad \alpha_q = 0$	0.001068
3		$\beta_1 = 1, \quad \alpha_q = 0, \quad \alpha_k = 0$	0.003120
4	Restringido	$\beta_1 = 1, \quad \beta_4 = 0$	0.001906
5		$\beta_1 = 1, \quad \beta_4 = 0, \quad \alpha_q = 0$	0.002036
6		$\beta_1 = 1, \quad \beta_4 = 0, \quad \alpha_q = 0, \quad \alpha_k = 0$	0.000856

Fuente : Elaboración propia.

Resulta así con un mejor desempeño el modelo No. 6, en función del criterio RMSE, que es el más restringido de todos, eliminando el efecto del tipo de cambio real en el vector de cointegración y del mismo junto a los flujos externos en el de corto plazo. La serie pronosticada, con niveles de confianza del 30, 60 y 90 por ciento, se encuentran en el siguiente gráfico, el cual, aunque no mejora las predicciones comparados con un modelo ARMA(24), sí muestra una senda de crecimiento relativamente cercana a la serie observada.

Gráfico 6. Fan Chart de modelo VECM seleccionado



Fuente : Elaboración propia.

Así, esto indicaría que el modelo no tiene alta capacidad para realizar inferencia en el corto plazo, pero sí en el largo plazo. A pesar de esto, la serie original se encuentran dentro de los intervalos de confianza de las predicciones, por lo que da mayores indicios de su validez.

6. Conclusiones

Por sus complejas características, el estudio de la economía no puede circunscribirse a una sola corriente de pensamiento. Por tanto, resulta necesario contar con una amplia variedad de perspectivas, que no se contraponen sino que se complementan.

Dados los resultados obtenidos a lo largo de los diversos *test* y modelos empleados, se puede concluir que existen fuertes indicios de la validez del MCRBP para la economía nicaragüense en particular. En general, el marco teórico proporcionado desde el lado de la demanda, permite entender el crecimiento económico de un país. Así, los impulsos de demanda y las restricciones externas son una perspectiva válida para explicar el mismo.

Para el caso de Nicaragua durante el período 2006-2018, se concluye que existe una importante relación de largo plazo entre el crecimiento económico, el tipo de cambio real, y los flujos e ingreso externos; relación en la que los flujos externos juegan el papel más preponderante. Además, que la tasa de crecimiento de largo plazo es superior al 4 por ciento anual.

Contrario a las teorías convencionales que restan importancia en el largo plazo, a los precios y al tipo de cambio, este documento muestra señales del rol que juegan en la dinámica económica nicaragüense durante el mismo horizonte de tiempo. Así, se observa que un choque devaluatorio o de aumento de precios externos tiene, en el corto plazo, un efecto negativo en la dinámica del IMAE, el cual es revertido en el mediano plazo por las ganancias de competitividad de las exportaciones.

Se mencionan a continuación algunas líneas de investigación que podrían reforzar el tema analizado: i) entender por qué -dados los resultados del modelo no restringido- existe una mayor influencia de los flujos externos que de las exportaciones para explicar la dinámica del IMAE; ii) ajustar el marco teórico para evaluar sectores cuyos regímenes fiscales y comerciales sean distintos a las del resto del mercado, como las zonas francas; y, iii) en términos de modelación, evaluar los resultados a la luz de restricciones de corto plazo en los vectores autorregresivos de las variables.

Finalmente, en términos de políticas, aquellas encaminadas a la dinamización de las exportaciones, manteniéndose los flujos externos constantes, podrían empujar las tasas de crecimiento al alza. Ejemplos de éstas serían una mayor integración con el mercado centroamericano, donde están los principales socios comerciales de Nicaragua, por medio de agilización de trámites fronterizos y de exportación; y/o también por medio de la

industrialización, como menciona Miranda (2011). Respecto a los flujos externos, políticas encaminadas a incentivar la IED como las expuestas por Alemán & Barquero (2018), quienes dan especial importancia al área rural, permitirían también mejorar el crecimiento económico de Nicaragua.

7. Referencias bibliográficas

- Alemán, R., & Barquero, V. (2018). *La Inversión Extranjera Directa: Una estrategia para el desarrollo de Nicaragua 2007-2016* (Tesis de grado). Recuperado de <http://repositorio.unan.edu.ni/8672/1/18758.pdf>
- Arevilca, B., & Risso, W. (2007). El modelo de crecimiento restringido por la balanza de pagos: evidencia empírica para Bolivia, 1953-2002. *Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura*, XIII(1): 203-231. Recuperado de <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=36413109>
- Barbosa-Filho, N. (2001). The Balance of Payments Constraint: From Balanced Trade to Sustainable Debt. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 54(219): 381-400. Retrieved from <https://ojs.uniroma1.it/index.php/PSLQuarterlyReview/article/view/9952>
- Chena, P. (2008). Crecimiento restringido por la balanza de pagos en países exportadores de alimentos. *Problemas del Desarrollo*, 39(155): 29-51. Recuperado de <http://www.revistas.unam.mx/index.php/pde/article/view/7748>
- De la Garza, J., Morales, B., & Gonzáles, B. (2013). *Análisis Estadístico Multivariante*. México D.F., México: McGraw-Hill Interamericana.
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*. New York, USA: John Wiley & Sons.

- Engel, R., & Granger, C. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2): 251-276. Retrieved from http://www.ntuzov.com/Nik_Site/Niks_files/Research/papers/stat_arb/EG_1987.pdf
- Harrod, R. (1933). *International Economics*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Hicks, J. (1950). *The Trade Cycle*. Oxford, UK: Clarendon Press.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3): 231-254. Retrieved from <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165188988900413>
- Kaldor, N. (1966). *Causes of the Slow Rate of Economic Growth of the United Kingdom*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Kaldor, N. (1967). *Strategic Factors in Economic Development*. New York, USA: New York State School of Industrial and Labor Relations.
- Krugman, P., Obstfeld, M., & Melitz, M. (2012). *Economía Internacional: Teoría y Política* (9th edition). Madrid, España: Pearson Educación, S.A.
- Lütkepohl, H., & Krätzig, M. (2004). *Econometrics, Applied Time Series*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Márquez, Y. (2010). Crecimiento restringido por balanza de pagos en Brasil (1963-2005). *Cuadernos de Economía*, 29(52): 147-182. Recuperado de <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=282121980007>
- Martin, V., Hurn, A., & Harris, D. (2012). *Econometric Modelling with Time Series: Specification, Estimation and Testing*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.

- McCombie, J., & Thirlwall, A. (1997). Economic Growth and the Balance-of-Payments Constraint Revisited. In P. Arestis, G. Palma, & M. Sawyer (Eds.), *Markets, Unemployment and Economic Policy* (pp. 259-273). London, UK: Routledge.
- Miranda, M. (2011). *La Restricción de Balanza de Pagos: La Ley de Thirlwall y una visión alternativa* (Documento de trabajo BCN No. 26). Recuperado de https://www.bcn.gob.ni/estadisticas/revista/trabajos_volIII/Miranda_2016.pdf
- Moreno-Brid, J. (1999). On Capital Flows and the Balance-of-Payments Constraint Growth Model. *Journal of Post Keynesian Economics*, 21(2): 283-289. Retrieved from <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01603477.1998.11490194>
- Nicholson, W. (2005). *Teoría Microeconómica: Principios Básicos y Ampliaciones* (9th edition). Santa Fe, México: Cengage Learning Editores, S.A.
- Noguera, J. (2018). Buscando los motores del crecimiento: un modelo de crecimiento por demanda para Nicaragua. *Revista de Economía y Finanzas*, 5(0): 35-64. Recuperado de https://www.bcn.gob.ni/estadisticas/revista/volumenV/Revista_Vol_V.pdf
- Oularis, S., Pagan, A., & Restrepo, J. (2018). *Quantitative Macroeconomic Modeling with Structural Vector Autoregressions - An EViews Implementation*. Retrieved from <https://www.eviews.com/StructVAR/structvar.html>
- Quenouille, M. (1987). *The Analysis of Multiple Time Series*. London, UK: Charles Griffin & Co.
- Serrano, F. (1995). *The Sraffian Supermultiplier* (Doctoral dissertation). Retrieved from <http://www.ie.ufrj.br/ecopol/pdfs/31/C5.pdf>

- Thirlwall, A. (1979). The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. *PSL Quarterly Review*, 64(269): 429-438. Retrieved from <https://www.rspi.uniroma1.it/index.php/PSLQuarterlyReview/article/viewFile/9407/9302>
- Thirlwall, A. (2002). *The Nature of Economic Growth: An Alternative Framework for Understanding the Performance of Nations*. London, UK: Edward Elgar Publishing.
- Thirlwall, A., & Hussain, N. (1982). The Balance of Payments Constraint, Capital Flows and Growth Rate Difference Between Developing Countries. *Oxford Economic Papers*, 34(3): 498-510. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/pdf/2662591.pdf?seq=1#page_scan_tab_contents
- Torres, L. (2011). *El modelo de crecimiento restringido por balanza de pagos: una revisión a la bibliografía teórica y empírica y una propuesta de evaluación mediante la metodología del modelo VAR cointegrado* (Magister dissertation). Recuperado de <https://www.researchgate.net/publication/281906191>
- Verdoorn, P. (1949). Fattori che Regolano lo Sviluppo della Produttività del Lavoro Fifty Years On. In J. McCombie, M. Pugno, & B. Soro (Eds.), *Productivity Growth and Economic Performance* (pp. 37-63). London, UK: Palgrave Macmillan.
- Vernengo, M. (2015). Una lectura crítica de la crítica al modelo de Thirlwall. *Investigación Económica*, 74(292): 67-80. Recuperado de http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0185-16672015000200006

8. Anexos

Tabla A1. Descripción de componente principal

País	Serie usada	Tipo de dato	Fuente
EEUU	Ln IPI	Tendencia ciclo con CENSUS X-12	Basado en datos de OECD
Rep. Pop. China	Ln IPI	Tendencia ciclo con CENSUS X-12	Basado en datos de OECD
El Salvador	Ln IMAE	Tendencia ciclo	SECMCA
Costa Rica	Ln IMAE	Tendencia ciclo	SECMCA
Guatemala	Ln IMAE	Tendencia ciclo	SECMCA

Fuente : Elaboración propia.

Tabla A2. Valores p de pruebas de raíces unitarias ADF

H0: Tiene raíz unitaria

Especificación	IMAE	Exportaciones	Importaciones	Flujos externos	TC real
Constante	0.9764	0.2072	0.1789	0.9236	0.4468
Constante Tendencia	0.4537	0.6463	0.3155	0.3775	0.7291

Fuente: Elaboración propia.

Tabla A3. Valores p de prueba de cointegración de Johansen

H0: No existe relación de cointegración

Variables	F. importaciones	F. exportaciones	F. crecimiento
	Importaciones IMAE TC real	Exportaciones Ingreso externo TC real	IMAE Flujos externos Ingreso externo TC real
Traza	0.0018	0.0024	0.0048
Max. Ver.	0.0007	0.0054	0.0040

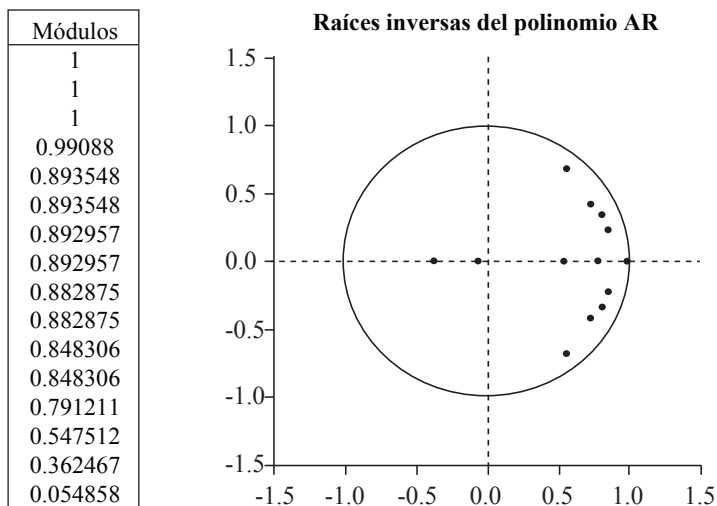
Fuente: Elaboración propia.

Tabla A4. Rezago por cada criterio de selección

Criterio de selección	F. importaciones	F. exportaciones	F. crecimiento
LR	6	7	6
FPE	6	7	6
AIC	6	7	6
SC	4	4	4
HQ	6	5	5

Fuente: Elaboración propia.

Gráfico A1. Estabilidad del VECM de la función de crecimiento



Fuente: Elaboración propia.

Inflación óptima en Nicaragua

*William Alberto Mendieta Alvarado**

Resumen

El Banco Central de Nicaragua (BCN) orienta sus políticas económicas para mantener la inflación alrededor del 7 por ciento, pero ¿es ésta la tasa que propicia un entorno óptimo para el desarrollo empresarial y que maximiza el bienestar de los hogares? Para responder a esta pregunta, primero se analiza la persistencia del proceso inflacionario debido a su importancia sobre la toma de decisiones de política monetaria y cambiaria. Segundo, se realiza un análisis de los costos de la inflación para identificar los niveles de inflación que propician un ambiente empresarial óptimo, así como un mayor bienestar para los hogares. A partir de este análisis se sugiere que en el corto plazo el BCN reduzca la tasa de deslizamiento. En el mediano y largo plazo, debido a la alta persistencia inflacionaria y la incidencia de factores externos sobre la formación de precios, se recomienda evaluar la transición hacia un esquema de política monetaria más activo, con un anclaje más efectivo de las expectativas de inflación.

Palabras Clave: Inflación, costos de inflación, bienestar.

Código JEL: B23, C15, E31, P46.

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

1. Introducción

Los bancos centrales del mundo, incluyendo al Banco Central de Nicaragua (BCN), buscan mantener una inflación baja y estable. Si bien existe un acuerdo generalizado en que la inflación es costosa, ningún banco central tiene como meta una inflación de cero, por lo que cabe preguntarse acerca del nivel de inflación óptimo. Sin embargo, es una pregunta compleja ya que su respuesta depende de quien la conteste. Para el caso del BCN, su política monetaria y cambiaria está orientada a mantener una inflación de mediano plazo de 7 por ciento. ¿Es ésta la tasa de inflación que maximiza el bienestar de los hogares y que propicia un entorno óptimo para el desarrollo empresarial? En este documento se aporta al debate de la tasa de inflación óptima para Nicaragua, con el objetivo de brindar recomendaciones de política, tanto para el corto plazo como para el mediano plazo.

La discusión se centra, en primer lugar, en las características de la inflación. Es importante conocer su comportamiento, en especial la incidencia de *shocks* externos y el grado de persistencia de la variación de precios luego de experimentar estos *shocks*. En este sentido, Echeverría J. et al (2010) argumenta que una elevada persistencia hace que los procesos de desinflación sean más costosos en términos de empleo y producto, pues se necesitan medidas de política monetaria más agresivas. Esto es consistente con Mishkin (2007), que señala que alzas en la persistencia de la inflación coinciden con un desanclaje de las expectativas de inflación, mientras que disminuciones son asociadas a un mejor anclaje de las expectativas inflacionarias, lo cual se consigue a través de un adecuado marco institucional y operativo para el banco central. Para el caso de Nicaragua, el análisis muestra un alto grado de persistencia inflacionaria, el que es sensible a los *shocks* de variables externas.

En segundo lugar, se discuten los costos teóricos de la inflación, y se analizan dichos costos desde la perspectiva de las empresas y los hogares. Para el caso de las empresas, una inflación igual a cero no es óptimo. De acuerdo con Tobin (1972), una inflación baja y estable permite “engrasar las ruedas” del mercado laboral, facilitando ajustes en los salarios reales y evitando el desempleo. Sin embargo, mediante el análisis del nivel de

indexación de salarios, la descomposición de indicadores de competitividad externa, y de las proyecciones de crecimiento, condicionales a la tasa de inflación de mediano plazo, se argumenta la necesidad de que el BCN apunte a una inflación baja, estable y que esté en línea con los principales socios comerciales. Particularmente en Nicaragua, la indexación de los salarios a la inflación afecta directamente los costos de las empresas, lo que afectando su competitividad y contribuye, a su vez, a una mayor inflación. Relacionado a lo anterior, cuando la inflación es mayor a la de los socios comerciales las empresas son menos competitivas con respecto al exterior. Este análisis sugiere que como mínimo la inflación de mediano plazo debe alinearse con la inflación de los socios comerciales para evitar estas pérdidas de competitividad. Además, las proyecciones condicionales de crecimiento mejoran cuando la tasa de inflación de mediano plazo es más baja que la actual. Por parte de los hogares, se realizan simulaciones de bienestar utilizando un enfoque de variación compensatoria, como en Vial, B. y Zurita, F. (2011), estimando las ganancias y pérdidas de bienestar ante diferentes niveles de inflación. Los resultados están en línea con lo esperado: los hogares maximizan su bienestar cuando la inflación es igual a cero. Esto porque el valor real de los saldos monetarios no se deteriora con el tiempo.

A partir de este análisis, y considerando que las metas de inflación de los socios comerciales están entre 2 y 4 por ciento, se recomienda que en el corto plazo la tasa de deslizamiento se reduzca como mínimo en 3 por ciento y como máximo en 5 por ciento. De esta manera la disminución de la tasa de inflación de mediano plazo permitiría obtener ganancias de bienestar para los hogares y propiciaría una evolución más favorable para los costos y la competitividad de las empresas, favoreciendo un mayor crecimiento económico. Para alcanzar los beneficios mencionados, se recomienda en el mediano y largo plazo, que el BCN considere la transición hacia un esquema de política monetaria más activo, que permita un anclaje más efectivo de las expectativas de inflación.

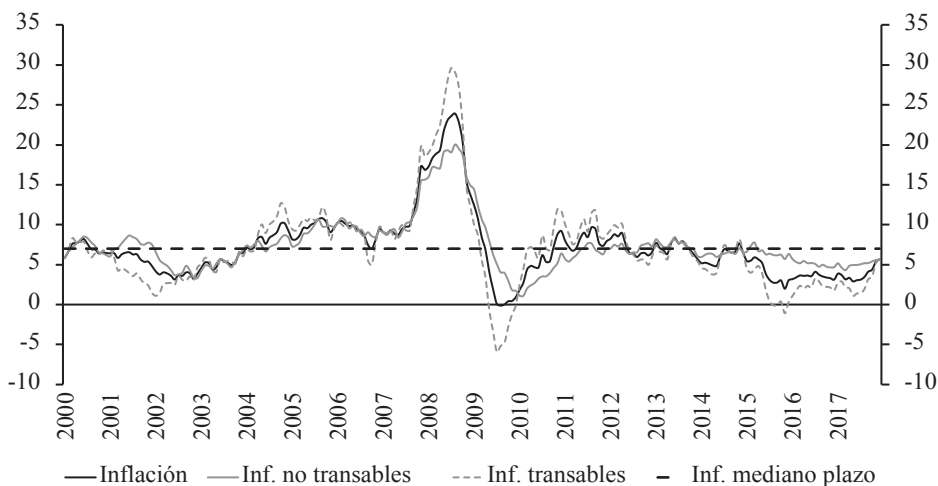
El resto del documento se estructura de la siguiente manera. La sección 2 presenta la caracterización de la inflación y su persistencia. La sección 3 analiza los costos teóricos de la inflación. Las secciones 4 y 5 muestran el

análisis de costos de la inflación para las empresas y hogares. Finalmente, la sección 6 presenta conclusiones y recomendaciones de política.

2. Caracterización de la inflación

Nicaragua mantiene un régimen cambiario de minidevaluaciones preanunciadas (*crawling peg*), el cual, de acuerdo a los informes anuales del BCN, funge como el ancla nominal de los precios de la economía. Adicionalmente, el grado de apertura comercial (en especial referida al requerimiento de insumos extranjeros para la producción doméstica y el consumo) y la existencia de mecanismos de indexación con respecto al dólar estadounidense^{1/}, implican que los fundamentos de mediano plazo de la inflación se sitúan en torno a 7 por ciento, nivel que proviene de la tasa de devaluación anual (5%) y la inflación de mediano plazo de los principales socios comerciales (2%)^{2/}.

Gráfico 1. Inflación interanual



Fuente: Elaboración propia con base a estadísticas del BCN.

1/ Ley Orgánica del Banco Central de Nicaragua Arto. 38 de la Ley 732 Cláusula de Mantenimiento de Valor.

2/ En el anexo 1 se presenta un argumento empírico para el nivel de inflación de mediano plazo.

En el Gráfico 1 se observa que la tasa de inflación interanual ha permanecido cerca de los fundamentos de mediano plazo. Mediante una prueba estadística *t* se verificó la hipótesis de que el nivel de inflación promedio de todas las medidas de inflación mencionadas fuesen iguales a 7 por ciento, hipótesis que no fue rechazada a un nivel de confianza de 99 por ciento. Esto sugiere que en promedio la inflación ha sido estadísticamente igual a lo que dictan los fundamentos de mediano plazo, sugiriendo que el ancla nominal de la inflación ha sido efectiva^{3/}.

No obstante lo anterior, Mendieta (2017) sugiere que la inflación en Nicaragua es altamente sensible a factores que no están sujetos al control de los formuladores de políticas, en especial *shocks* de oferta provenientes del exterior y *shocks* de oferta asociados a condiciones climáticas. Estos factores explican las desviaciones de la inflación respecto al 7 por ciento en estos períodos. En este sentido, los informes anuales del BCN han enfatizado el rol de los *shocks* externos para explicar la dinámica de la tasa de inflación. Por ejemplo, en el período 2014-2016 la tasa de inflación se ubicó por debajo del 7 por ciento, siendo los *shocks* negativos de precios de petróleo y los factores climáticos, los principales determinantes de este comportamiento. El caso contrario ocurrió en el año 2008, cuando debido a un *shock* positivo de los combustibles y alimentos, empujaron a la inflación por encima de este nivel de mediano plazo. Ante estos desvíos es necesario estudiar la velocidad con la que la inflación retorna a dicho nivel de mediano plazo.

La persistencia inflacionaria se entiende como la duración de los efectos de un *shock* sobre la inflación. En este sentido, la persistencia de la inflación de Nicaragua indicaría qué tan rápido retorna la tasa de inflación a su nivel de mediano plazo luego de haber sufrido un *shock* que la desvió de dicho nivel. Es importante comprender la persistencia de la inflación pues, tal y como indica Echeverría J. et al (2010), una elevada persistencia hace que los procesos de desinflación sean más costosos en términos de empleo y

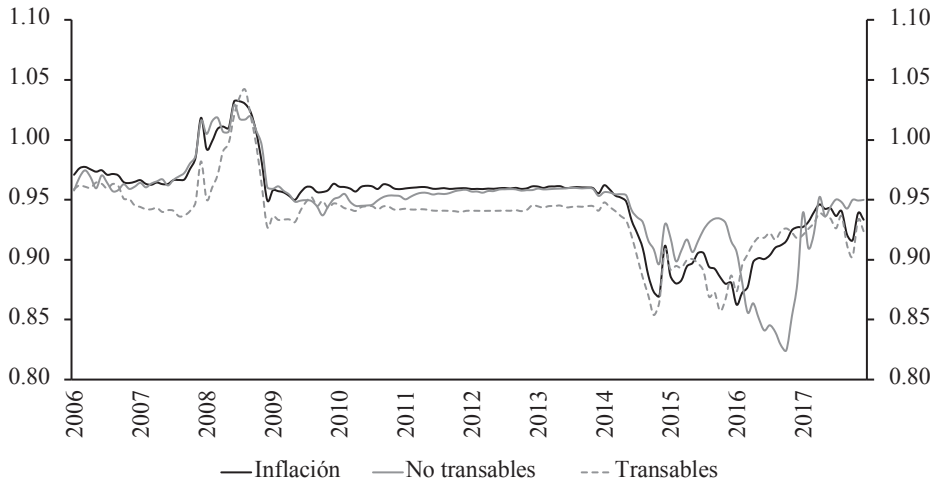
3/ Para verificar la validez de estos resultados se comprobó que las series de inflación fuesen estacionarias. Para ello se realizó el *test* de Zivot-Andrews que controla por un cambio estructural en las series. Bajo todas las especificaciones de este *test* se concluye que las series presentan un cambio estructural y que éstas son estacionarias. Ver Tabla A1.4.

producto, pues se necesitan medidas de política monetaria más agresivas. Además, una alta persistencia inflacionaria puede conducir a errores de política que podrían derivar en niveles más altos de inflación que los iniciales.

Mishkin (2007) indica que una forma de medir la persistencia de la inflación es a través de una regresión de la inflación sobre sus rezagos y calcular la suma de los coeficientes de dichos rezagos. Si la suma es igual a 1 es un indicio que la inflación se comporta como una caminata aleatoria. Esto significa que si se materializa un *shock* que desvía a la inflación de su comportamiento de mediano plazo, ésta permanece en niveles similares al registrado justo después del *shock*. Visto desde el otro extremo, si la suma de los coeficientes tiende a cero, los *shocks* que sufre la inflación se desvanecen rápidamente. Por ejemplo, si en un período se observa un *shock* que genera presiones inflacionarias, se esperaría que en el siguiente período la inflación retorne a su nivel promedio.

$$\pi_t^j = \mu^{\pi^j} + \sum_{i=1}^p \gamma_i^j \pi_{t-i}^j + \varepsilon_t^{\pi^j} \quad (1)$$

Dado lo anterior, se estimó el modelo de rezagos distribuidos descrito en la ecuación 1, donde π_t^j denota la tasa de inflación interanual, con j = inflación general (*gral*), inflación de bienes transables (*tr*) e inflación de bienes no transables (*ntr*). μ^{π^j} es la constante de cada uno de los modelos, $\varepsilon_t^{\pi^j}$ es el vector de residuos, el cual se distribuye $N(0, \sigma_{\varepsilon^{\pi^j}})$, $\gamma^j = \sum_{i=1}^p \gamma_i^j$ es el coeficiente de persistencia y p es el número de rezagos, el cual es seleccionado mediante el criterio de información de Akaike (AIC). Para los casos de la inflación y la inflación de bienes transables el criterio AIC sugirió modelos con dos rezagos, mientras que para el caso de la inflación de bienes no transables el criterio AIC sugirió cinco rezagos. El modelo es estimado con datos entre enero 2000 y diciembre 2017, mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios. Además, se realiza un ejercicio de estimación con ventanas móviles de 72 meses, con el objetivo de obtener una serie de tiempo del coeficiente de persistencia para evaluar si γ ha sufrido algún cambio a lo largo del tiempo.

Gráfico 2. Coeficientes de persistencia de la inflación

Fuente: Elaboración propia.

Al considerar toda la muestra, el coeficiente de persistencia de la inflación es 0.97, sugiriendo una alta persistencia de la inflación. Esto quiere decir que los *shocks* de inflación demoran mucho tiempo en desvanecerse. Se verificó mediante un test de Wald^{4/} que γ fuese estadísticamente igual a uno, hipótesis que fue rechazada con un nivel de confianza de 95 por ciento. Para las medidas de inflación de bienes transables y no transables se obtuvieron coeficientes de persistencia de 0.95 y 0.96, respectivamente, los cuales son estadísticamente distintos de 1 a un nivel de significancia del 5 por ciento.

En el Gráfico 2 se muestran los coeficientes estimados mediante el ejercicio de ventanas móviles. La persistencia de las tres medidas de inflación permanece relativamente estable durante la mayor parte de la muestra, con un nivel de persistencia menor a uno. No obstante, hay algunos períodos de inestabilidad en el coeficiente de persistencia, especialmente en el período 2008-2009, en el cual la persistencia se ubicó por encima de 1, y el período

4/ Mediante la prueba de Breusch-Godfrey se comprobó la no presencia de autocorrelación de los residuos a un nivel de confianza de 95 por ciento. Asimismo, la estimación de la ecuación 1 pasó la prueba de heterocedasticidad de White y la prueba de normalidad de Jarque-Bera. Asimismo, el test de Ramsey sugiere que no existen no linealidades omitidas en el modelo.

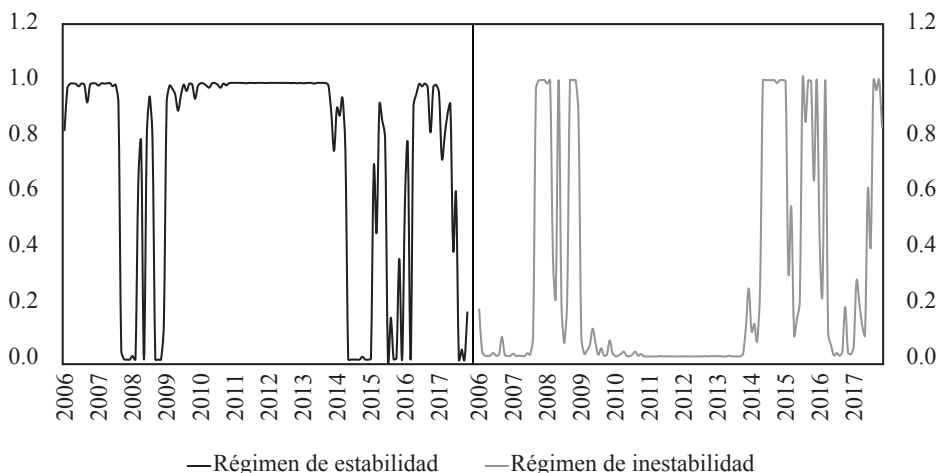
2014-2016 en el que la persistencia registró una disminución llevándola en torno a 0.9. Considerando que en estos períodos la economía nicaragüense registró *shocks* de oferta tanto de precios de los hidrocarburos como de precios de alimentos^{5/}, se podría intuir que el parámetro de persistencia sufrió un cambio estructural, es decir, un cambio importante en su comportamiento generado por estos impulsos de oferta. Adicionalmente, este cambio de comportamiento puede implicar tanto un cambio en el nivel de la persistencia de la inflación, como una mayor incertidumbre asociada a dicho nivel. Esto es, gráficamente se pueden ver dos regímenes, en el primero el nivel del coeficiente de persistencia se desvía de forma significativa del comportamiento promedio y además la varianza registra un incremento importante (régimen de inestabilidad); en el segundo régimen, el nivel de persistencia se mantiene cerca de la norma histórica y la varianza es relativamente baja (régimen de estabilidad).

Con el propósito de evaluar si efectivamente la persistencia de la inflación sufrió un cambio estructural, se estima un modelo de cambio de régimen con cadenas de Markov, basado en Hamilton (1989), quien utiliza el modelo para detectar cambios de régimen en el ciclo económico de Estados Unidos. Para el caso de la persistencia de la inflación en Nicaragua se estima el modelo descrito en la ecuación 2, el cual captura cambios tanto en el nivel del coeficiente como en su varianza.

$$\gamma_t = \alpha_0 + \alpha_1 \gamma_{t-1} + \alpha_2 S_t + \varepsilon_t^{\gamma} \quad (2)$$

De la ecuación 1 se tiene que γ_t es el coeficiente de persistencia de la inflación obtenido de la estimación con ventanas móviles. Al tomar la esperanza condicional al régimen de estabilidad, es decir $S_t = 0$, la esperanza condicional de γ_t es $E(\gamma_t | S_t = 0) = \alpha_0 + \alpha_1 \bar{\gamma}$, donde $\bar{\gamma}$ es la persistencia promedio, mientras que su varianza se podría denotar como σ^2 . Por su parte, $E(\gamma_t | S_t = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 \bar{\gamma} + \alpha_2$ para el régimen de inestabilidad, con una varianza σ^2 .

5/ Informe Anual del BCN, años 2008, 2009, 2014, 2015 y 2016.

Gráfico 3. Probabilidades de transición suavizadas

Fuente: Elaboración propia.

En el Gráfico 3 se presentan las probabilidades de transición de ambos regímenes. En este se muestra que efectivamente para los períodos señalados la persistencia de la inflación registró un cambio estructural, coincidiendo con los *shocks* de precios de alimentos y precios de petróleo. Considerando que el objetivo del BCN es mantener una inflación baja y estable, la elevada persistencia de la inflación, sumada a su sensibilidad a factores externos, supone un riesgo adicional en la consecución de dicho objetivo. Adicionalmente, en el Gráfico 7 del anexo se muestran proyecciones a un paso de las probabilidades de migrar del estado de estabilidad al de inestabilidad. En este se muestra que el modelo predice de manera adecuada los cambios de régimen de la persistencia de la inflación. Cabe destacar que si bien hay cambios en el coeficiente de persistencia de un régimen a otro, éste sigue siendo muy elevado^{6/}.

La evidencia internacional sugiere que el desarrollo de instrumentos de política monetaria ha contribuido a reducir la persistencia de la inflación. Canarella G. y Miller S. (2017) estudian a 13 países miembros de la

6/ Para verificar la robustez de estos resultados se estimó γ_t (ver ecuación 1) bajo ventanas de estimación de 48, 60 y 84 meses. Luego se estimó el modelo de la ecuación 2 para las diferentes estimaciones de γ_t , obteniendo resultados robustos.

OECD que explícitamente adoptaron el régimen de metas de inflación. Ellos encuentran que la adopción de dicho régimen es consistente con un cambio estructural de la inflación y una disminución de la persistencia de la inflación. En la misma línea, Carlstrom, C., Fuerst, T. y Paustian, M. (2007), mediante un modelo de equilibrio general, dinámico y estocástico encuentran que una reacción agresiva por parte del banco central a presiones inflacionarias reduce la persistencia de la inflación.

Para el caso de América Latina existe evidencia similar. Echeverría J. et al (2010) proveen evidencia para el caso de Colombia, y muestran que la tendencia de la inflación sigue de cerca el establecimiento de las metas de inflación por parte del Banco de la República. Estos concluyen que es posible que tanto los niveles de inflación como su persistencia se reducen en la medida que la meta de inflación fijada por el banco central gana credibilidad. Estos resultados sugieren que el desarrollo de instrumentos de política monetaria permite un anclaje efectivo de las expectativas de inflación, lo que mitiga la incidencia y persistencia de *shocks* exógenos, y reduce los costos asociados a presiones inflacionarias generadas por dichos *shocks*.

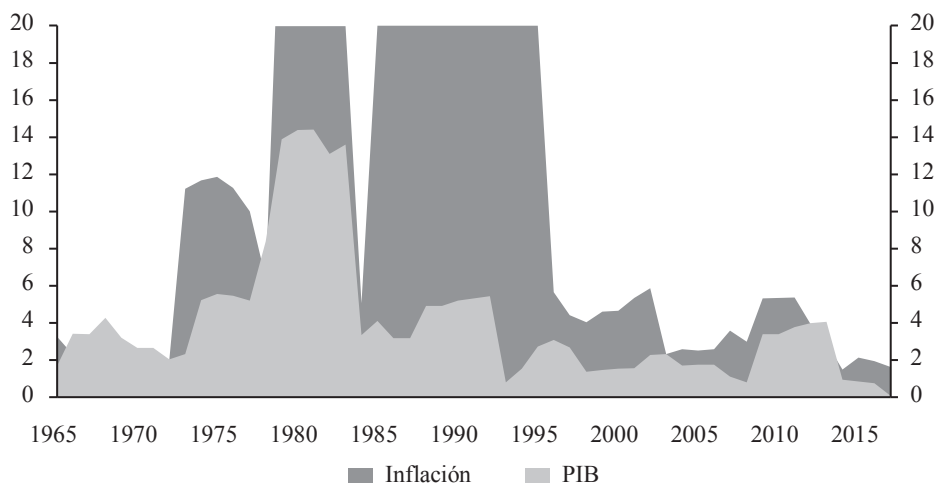
3. Costos de la inflación

Alrededor del mundo existe una especie de acuerdo en que la inflación genera distorsiones y, por ende, es costosa. Es por este motivo que a partir de la década de los años 90, los bancos centrales del mundo se han inclinado hacia la implementación de regímenes de política monetaria y cambiaria, encaminados a reducir y mantener controlado el incremento generalizado de los precios. Los costos de la inflación que se han identificado en la literatura dependen de si la inflación es alta o baja y, en este último caso, si es o no es perfectamente anticipada.

Cuando la inflación es elevada los costos son fáciles de identificar. Una inflación elevada genera distorsiones que conllevan a una mala asignación de los recursos. Uno de los motivos detrás de estas ineficiencias tiene que ver también con que una inflación elevada tiende a asociarse con una mayor volatilidad macroeconómica. Por ejemplo, Bello, O. y Gámez, O. (2006)

mediante un modelo EGARCH estiman la incertidumbre inflacionaria, definida como la volatilidad condicional de la inflación, encontrando un comportamiento disímil de la tasa de inflación a lo largo de diferentes épocas. En la década de los 80 fue cuando se registraron los mayores niveles de incertidumbre inflacionaria, con una volatilidad de 19.2 puntos porcentuales. Por su parte, la menor incertidumbre inflacionaria se registró en el período 1992-2006, ubicándose en 1.2 puntos porcentuales. En el Gráfico 4 se observa que existe una elevada correlación entre la volatilidad del producto y la volatilidad de la inflación, lo cual podría señalar que las distorsiones de precios conllevan a decisiones ineficientes, no optimizadoras de los recursos, que resultan en pérdidas de producción.

Gráfico 4. Volatilidad del PIB y la inflación



Nota : Desviaciones estándar en una ventana móvil de 5 años.

Fuente : Elaboración propia con base a estadísticas del BCN.

Por su parte, cuando la inflación es baja, los costos dependen de si ésta es perfectamente anticipada o no. En el caso de que no es anticipada, Billi, R. y Kahn, G. (2008) y De Gregorio (2007) señalan que esta situación beneficia a agentes deudores y penaliza a agentes acreedores debido a que disminuye el valor nominal de la deuda. Asimismo, el hecho de que sea no anticipada desincentiva el ahorro y la inversión debido a la incertidumbre de los precios futuros. Además genera costos (de tiempo y recursos) a individuos y empresas tanto para predecir los precios futuros como para protegerse del riesgo de cambios de precios inesperados.

En el caso que la inflación es anticipada los autores señalan que la inflación aún genera costos. En primer lugar, la inflación causa que las empresas incurran en costos para cambiar sus precios (costos de menú). En la medida que los cambios son menos frecuentes, la inflación distorsiona los precios relativos y, por ende, merma la eficiencia del mercado debido a la rigidez de los precios. Adicionalmente, impone costos para las personas que tienen efectivo, pues deben mantener una menor cantidad de efectivo y realizar más visitas a los bancos (costo de suela de zapato) porque la inflación deteriora el valor real de dinero. Para profundizar en los costos de la inflación, se realiza un análisis de su relación tanto con las empresas como con los hogares.

4. Relación entre las empresas y la inflación

En esta sección se presenta un análisis de la relación entre las empresas y la inflación. Si bien la inflación es considerada como costosa, una inflación igual a cero no es recomendable para las empresas por dos motivos: las rigideces a la baja de los salarios nominales y la deflación. Sin embargo, la inflación debe ser baja y anticipada para que el sector productivo logre maximizar sus beneficios. En este sentido, una inflación elevada genera pérdidas de competitividad para las empresas, también puede llevar a una espiral inflacionaria si los salarios se encuentran indexados a la inflación y, en general, propicia una menor confianza para el desarrollo de proyectos de inversión.

De acuerdo con Tobin (1972) cuando la inflación es baja y anticipada, esta funciona como “el lubricante de las ruedas” de la economía. Esta aseveración obedece a que una inflación con estas características permite un ajuste en los precios relativos del mercado laboral. Los salarios son rígidos hacia la baja, pues las empresas no pueden realizar recortes a los salarios nominales pues los trabajadores no aceptan este tipo de medidas. Billi, R. y Kahn, G. (2008) señalan que en episodios en los que la inflación es igual a cero, y las empresas enfrentan una baja demanda, éstas no pueden ajustar los salarios reales a la baja. Así, toman como alternativa medidas dirigidas a la disminución de los costos de producción mediante el despido de empleados, lo que genera desempleo. Un mayor desempleo

es una solución subóptima pues genera pérdidas de producción a nivel macroeconómico, y pérdidas de bienestar a nivel microeconómico.

Adicionalmente, el tener como meta una inflación baja pero mayor a cero disminuye las probabilidades de sufrir una deflación. De acuerdo con De Gregorio (2007) el costo de la deflación es más severo en comparación con la inflación. Fisher (1933) señala que la deflación, a diferencia de la inflación, aumenta el valor real de la deuda de las empresas debido a que deben pagarla con dinero cuyo valor está incrementando en el tiempo. Así, las empresas se ven obligadas a vender sus activos para poder hacer frente al mayor valor real de la deuda, lo que deriva en una espiral negativa: el incremento en el valor real de la deuda obliga a los deudores a vender activos, lo cual refuerza la caída en los precios^{7/}.

Por estas razones, el BCN debe apuntar a una inflación positiva, pero se debe enfatizar en que ésta sea baja y estable. Una razón de ello es que los salarios están indexados a la tasa de inflación. De acuerdo al artículo 8 de la Ley 625 “Ley de Salario Mínimo”, la comisión del salario mínimo fija el salario teniendo como referencia el costo de la canasta básica. De acuerdo a la Ley, también se toma como referencia las variaciones en el costo de vida, factores económicos, productividad, entre otros. Considerando que los salarios son uno de los principales costos de las empresas, los niveles de inflación deben permanecer bajos y predecibles para que éstas puedan pronosticar correctamente sus costos futuros y, de esta forma, ajustar sus precios de manera óptima. Considerando lo anterior, es importante conocer la relación que existe entre la inflación y la inflación de salarios, por lo que se plantea el siguiente modelo de rezagos distribuidos para analizar la importancia de la inflación para la indexación de los salarios,

$$\pi_t^w = \mu_w + \sum_{i=1}^p \gamma_i^w \pi_{t-i}^w + \sum_{j=1}^q \rho_j \pi_{t-j} + \delta_\pi + \varepsilon_t^w \quad (3)$$

donde p y q son el número de rezagos de la inflación de salarios, π_t^w , y la inflación, π_t , respectivamente. μ_w es la constante del modelo, δ_π es una

7/ Un caso emblemático de deflación es el vivido por Japón, para una descripción detallada ver Ito, T. y Mishkin, F. (2006).

variable binaria que captura los eventos de *shocks* de precios de petróleo y de alimentos, ε_t^w son los residuos del modelo, los cuales se distribuyen $N\sim(0, \sigma_{\varepsilon^w})$. El modelo es estimado con datos mensuales desde 2000:M1 hasta 2017:M12. Siguiendo a Guido, A., Nicola, B. y Efrem, C. (2011), la tasa de indexación de salarios, WI , se define como:

$$WI = \frac{\sum_{j=1}^q \rho_j}{1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i^w} \quad (4)$$

donde WI es el coeficiente de indexación de salarios. Intuitivamente, la ecuación 4 muestra el grado de incidencia de la inflación sobre las variaciones contemporáneas de salarios, neto de los efectos de la persistencia de la inflación de los salarios. Si $\sum_{i=1}^p \gamma_i^w$ tiende a 1, la indexación tiende a infinito, lo que implica que los salarios son ajustados en su totalidad por las variaciones de la inflación.

Se realizaron dos estimaciones del coeficiente de indexación de salarios, WI , siguiendo los criterios de información de Akaike y Schwarz. El primero sugirió un modelo con $p = 4$ y $q = 4$, mientras que el segundo sugirió $p = 2$ y $q = 1$. En la Tabla 1 se muestran los resultados.

Tabla 1. Indexación de salarios

	$p=4, q=4$	$p=2, q=1$
$\sum_{j=1}^q \rho_j$	0.0642	0.0533
$\sum_{i=1}^p \gamma_i^w$	0.8937	0.9235
WI	0.6033	0.6971

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 1 muestra que, en primer lugar, los salarios en Nicaragua son muy persistentes, con coeficientes entre 0.89 y 0.92, los cuales son estadísticamente distintos a 1. Al analizar el coeficiente de indexación de salarios se obtiene que por cada punto porcentual de incremento en el salario, la inflación aporta entre el 0.60 y 0.70 puntos porcentuales. Esto provee evidencia de que la dinámica inflacionaria es muy importante en el comportamiento de los costos laborales unitarios, la cual es una medida de

eficiencia. Así, dada la incidencia de la inflación sobre la dinámica salarial, el mantener una inflación baja y estable es un objetivo primordial para que las empresas tengan certidumbre acerca de la senda que seguirán los costos salariales, y para evitar pérdidas de competitividad externa.

En este sentido, un indicador que muestra estas pérdidas de competitividad es el índice de tipo de cambio real, TCR_n mostrado en la ecuación 5.

$$TCR_n = \prod_j \left(\frac{P_j E_j}{P_n E_n} \right)^{w_{n,j}} \quad (5)$$

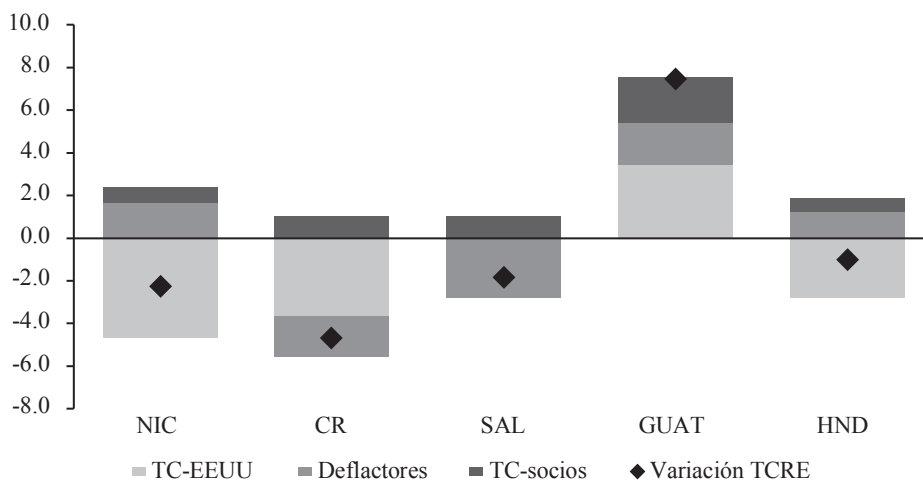
P_n y E_n son el índice de precios y el tipo de cambio nominal (córdobas por dólar) de Nicaragua, respectivamente. P_j y E_j son el índice de precios y el tipo de cambio nominal^{8/} respecto al socio comercial j . $w_{n,j}$ es la proporción de las exportaciones de Nicaragua que tienen como destino el país j . De acuerdo a esta definición de TCR_n , alzas en el índice son apreciaciones reales, las cuales son consistentes con disminuciones en la competitividad externa, mientras las disminuciones sugieren mejoras en la competitividad.

Aplicando logaritmos a la ecuación 5, restándole a si misma un período hacia atrás y reordenando algunos términos, se obtiene una expresión de la variación del TCR_n por cada uno de sus componentes:

$$tcr_n = \dot{e}_n - \sum_j w_{n,j} \times \dot{e}_j + \sum_j w_{n,j} \times (\pi - \pi_j) \quad (6)$$

donde tcr_n denota la tasa de variación del tipo de cambio real, \dot{e}_n y \dot{e}_j se refieren a la variación del tipo de cambio de Nicaragua y el país j , y π_j es la tasa de inflación del país j . Cuando la inflación doméstica π es mayor a la tasa de inflación externa, la variación del índice aumenta, lo que es consistente con una apreciación real. En el Gráfico 5 se muestra el desempeño reciente en términos de competitividad de Nicaragua con respecto a sus pares centroamericanos.

8/ El tipo de cambio se define como dólares por unidad monetaria doméstica.

Gráfico 5. Determinantes de las variaciones tc_{r_n} 

Nota : Comportamiento promedio del año 2017.

Fuente : Elaboración propia.

En 2017 Nicaragua obtuvo una ganancia de competitividad similar a la registrada por El Salvador y menor a la de Costa Rica. La depreciación del tipo de cambio real para Nicaragua fue gracias a la depreciación del tipo de cambio nominal, siendo contrarrestada por una mayor inflación con respecto a sus socios comerciales. Sin embargo se debe considerar que debido a *shocks* externos y climáticos, y a la misma persistencia de la inflación, su nivel promedio en 2017 se ubicó por debajo de sus fundamentos de mediano plazo. Esto sugiere que los diferenciales inflacionarios de Nicaragua con respecto a sus socios comerciales, en condiciones normales, pueden ser mayores, derivando en pérdidas de competitividad externa. En el anexo, la figura 8 muestra una simulación en la que se supone que en 2017 todos los países centroamericanos alcanzan una inflación promedio igual al nivel de mediano plazo establecido como meta por sus bancos centrales. Los resultados sugieren que, en condiciones normales, Nicaragua hubiese registrado una apreciación del tc_{r_n} , a diferencia de la depreciación que efectivamente se observó.

En términos de la producción doméstica, la pérdida de competitividad externa, así como los mayores diferenciales inflacionarios, inciden

negativamente en el dinamismo de la actividad económica. Para ilustrar este punto considere el siguiente modelo de vectores autorregresivos:

$$X_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^q B_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

donde X_t corresponde a un vector que contiene al PIB real, IPC y el TCR de Nicaragua (todas expresadas en logaritmos^{9/}), α es un vector de constantes, A_i y B_i son matrices de coeficientes para los rezagos de las variables endógenas (X_t) y de las variables exógenas (Z_t). La selección de variables endógenas y las restricciones para la identificación de los *shocks* estructurales sigue a Clarida, R. y Galí, J. (1994), y la metodología de identificación se basa en Blanchard, O. y Quah, D. (1989). Así, las variables endógenas son el crecimiento, y , la inflación, π , y el tipo de cambio real, tcr . Las variables exógenas que se consideran son variables que tienen gran relevancia en la determinación de los indicadores domésticos, como el IPC de USA (como *proxy* del nivel de precios internacional), el precio del petróleo y la depreciación del tipo de cambio nominal de Nicaragua, la cual es la variable de política que determina el BCN. Adicionalmente, se consideran como variables exógenas una tendencia determinística y variables dicotómicas estacionales. El modelo es estimado utilizando datos trimestrales desde 1995Q1:2017Q4.

Con este modelo se realizan proyecciones condicionales (desde el primer trimestre de 2018 hasta el cuarto trimestre de 2030) ante diferentes niveles de inflación de mediano plazo, los cuales se obtienen al modificar la tasa de deslizamiento del tipo de cambio que se esperarí a partir de 2018. Se realizan proyecciones para 5 escenarios alternativos, los cuales son comparados con un escenario base que supone una inflación de mediano plazo igual a 7 por ciento. Los resultados que se presentan en la Tabla 2 muestran el promedio de los diferenciales de las variables endógenas en el horizonte de proyección con respecto al escenario base.

9/ Se estudió la posibilidad que las variables endógenas estuviesen cointegradas, sin embargo el test de cointegración de Johansen determinó que no hay presencia de cointegración en las series. Además, para evitar pérdida de información se optó por estimar el modelo con las variables en niveles. Ver en anexos la Tabla 10 y 11.

Tabla 2. Diferenciales con respecto a proyecciones del escenario base

Variable	Escenarios para la inflación de mediano plazo				
	$\bar{\pi} = 2\%$	$\bar{\pi} = 4\%$	$\bar{\pi} = 10\%$	$\bar{\pi} = 15\%$	$\bar{\pi} = 20\%$
$\bar{\pi}$	-5.0	-3.0	3.0	8.0	13.0
\bar{y}	1.1	0.6	-0.6	-1.6	-2.6
\bar{tcr}_n	0.5	0.3	-0.2	-0.6	-0.9

Fuente: Elaboración propia.

En primer lugar, los resultados de las proyecciones condicionales muestran la importancia de propiciar una inflación baja y estable. Una inflación de mediano plazo superior a la actual, genera en todos los escenarios pérdidas de crecimiento con respecto al escenario base, a pesar de obtener ganancias de competitividad (reflejadas en un tcr_n más depreciado con respecto al escenario base). En este sentido, si el BCN modifica su política cambiaria para alcanzar inflaciones de mediano plazo de 10, 15 y 20 por ciento, genera pérdidas de crecimiento de 0.6, 1.6 y 2.6 puntos porcentuales, respectivamente, a pesar que en los tres escenarios se registran ganancias de competitividad debido a un tipo de cambio real más depreciado con respecto al escenario base. En este caso, las ganancias en tcr_n son mitigadas por un mayor nivel de inflación.

En cambio, cuando se supone que el BCN modifica su política cambiaria para alcanzar una inflación inferior al 7 por ciento, siempre genera ganancias en términos de crecimiento (respecto al escenario base). En este sentido, si el BCN modifica su tasa de deslizamiento para alcanzar una inflación de 2 y 4 por ciento, generaría ganancias de crecimiento de 1.1 y 0.6 por ciento, respectivamente, a pesar de obtener, en ambos casos, un tcr_n más apreciado respecto al escenario base. Estos resultados son coherentes con el hecho que una menor inflación incentiva la inversión, tanto doméstica como externa, mejora los retornos de los ahorradores, y disminuye los costos de menú para las empresas que, condicional al nivel de rigidez de precios de la economía, genera menores distorsiones de precios relativos.

Para mejorar las perspectivas de crecimiento del país, y pérdidas de competitividad debido a los mayores diferenciales inflacionarios con

respecto a los socios comerciales (ver ecuación 6), el BCN debería apuntar, en el corto plazo, a una tasa de inflación menor al 7 por ciento actual, y que ésta esté en línea con la inflación de mediano plazo de los socios comerciales (consistente con sus metas de inflación).

En el mediano y largo plazo, el BCN debería implementar políticas que permitan efectuar medidas de política monetaria más activas en el control de la inflación para disminuir su persistencia, por ejemplo mediante el uso de la tasa de interés como instrumento de política monetaria. Para ello, se debería considerar la migración hacia esquemas con un mayor grado de flexibilidad para el tipo de cambio.

5. Relacion entre los hogares y la inflación

A continuación se presenta un modelo de optimización dinámica, de equilibrio parcial, para ilustrar la manera en que la inflación afecta las decisiones de los agentes económicos y cuantificar los niveles de bienestar asociados a diferentes medidas de inflación. Las decisiones de los agentes están gobernadas por parámetros estructurales, los cuales son estimados por el método generalizado de momentos, inherentes en el sistema de ecuaciones formado por las condiciones de primer orden del problema de maximización.

El modelo es una simplificación del presentado en Walsh (2010). Se supone que existe un hogar representativo, el cual maximiza su utilidad consumiendo y manteniendo saldos de efectivo. En la práctica, el dinero no genera utilidad, sino que ésta es producto de la capacidad del dinero para ser transformado en otros bienes y servicios. Sin embargo, la justificación detrás de introducir el dinero en la función de utilidad obedece a que el agente es más feliz en la medida que el tener dinero le facilita realizar transacciones en el mercado y reduce los tiempos de compra (Walsh, 2010). También se supone que la producción es exógena, y que no existe capital ni gobierno. A diferencia de Walsh (2010) los hogares tienen acceso a un mercado financiero que es exógeno, en el cual pueden ahorrar o endeudarse. Si bien son supuestos que simplifican mucho el problema de maximización que enfrentan los hogares en la vida real, el levantar estos supuestos es

relativamente sencillo. Los hogares enfrentan el siguiente problema de maximización sujeta a restricciones:

$$\begin{aligned} \max_{\{c_t, m_t, b_t\}} W &= \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t, m_t) \\ \text{suje to a} & \\ c_t &= b_{t-1}(1 + r_t) - b_t + \frac{m_{t-1}}{1 + \pi_t} - m_t + y_t \end{aligned} \quad (8)$$

donde β corresponde al factor de descuento intertemporal, $U(c_t, m_t)$ es una función de utilidad continua y doblemente diferenciable, la cual es decreciente ($U' > 0$) y cóncava ($U'' < 0$). Además, c_t denota el consumo, m_t la tenencia de saldos nominales, b_t el ahorro o endeudamiento, el cual se realiza a una tasa r_t . Adicionalmente, y_t denota la dotación de recursos para los hogares y π_t es la inflación. Al sustituir la restricción presupuestaria en la función de utilidad (ecuación 8), las variables de decisión del agente corresponderían a la tenencia de saldos reales y la decisión de ahorro (o endeudamiento). Así, el problema del consumidor consiste en encontrar una trayectoria óptima de decisiones acerca de m_t y b_t .

La condición de primer orden asociada a b_t , $\frac{\partial U(c_t, m_t)}{\partial b_t}$, es:

$$\begin{aligned} \frac{\partial U(c_t, m_t)}{\partial b_t} &= -U'_c(c_t, m_t) + \beta(1 + r_{t+1})U'_c(c_{t+1}, m_{t+1}) = 0 \\ \frac{\partial U(c_t, m_t)}{\partial b_t} &= U'_c(c_t, m_t) = \beta(1 + r_{t+1})U'_c(c_{t+1}, m_{t+1}) \end{aligned} \quad (9)$$

La cual corresponde a la ecuación de Euler tradicional. Intuitivamente, la ecuación de Euler dice que el consumidor es indiferente entre consumir una unidad adicional el día de hoy o ahorrar estos recursos y consumirlos en el siguiente período. La ecuación de Euler incorpora el hecho de que el hogar descuenta por su nivel de paciencia (β) y por la tasa de interés. En otras palabras, la ecuación de Euler indica que el valor descontado de la tasa marginal de sustitución de la utilidad generada por el consumo futuro con respecto al consumo presente es igual al inverso de 1 más la tasa de interés del siguiente período (ver ecuación 10).

$$\beta \frac{U'_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{U'_c(c_t, m_t)} = \frac{1}{1 + r_{t+1}} \quad (10)$$

Por su parte, la condición de primer orden con respecto a m_t es:

$$\frac{\partial U(c_t, m_t)}{\partial m_t} = U'_m(c_t, m_t) - U'_c(c_t, m_t) + \beta \frac{U'_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{1 + \pi_{t+1}} = 0 \quad (11)$$

la cual, al dividir ambos lados de la ecuación por $U'_c(c_t, m_t)$, puede ser reescrita como:

$$\frac{U'_m(c_t, m_t)}{U'_c(c_t, m_t)} + \beta \frac{U'_c(c_{t+1}, m_{t+1})}{U'_c(c_t, m_t)} \cdot \frac{1}{(1 + \pi_{t+1})} = 1 \quad (12)$$

La ecuación 12 indica que cuando el hogar maximiza su nivel de bienestar la tasa marginal de sustitución de la tenencia de dinero con respecto al consumo presente es igual a uno menos la tasa marginal de sustitución del consumo futuro con respecto al consumo presente, descontada por β y la erosión del dinero debido a la inflación. En otras palabras, en el máximo, el costo de sacrificar consumo futuro por consumo presente es igual, en valor presente, a la mayor utilidad percibida por incrementar los saldos reales hoy, una vez descontando por β y por la inflación.

Para poder realizar las estimaciones se debe suponer una forma funcional para la función de utilidad. En este caso se utiliza una función de aversión al riesgo relativa constante (CRRA):

$$U(c_t, m_t) = \frac{\left(m_t^\gamma c_t^{(1-\gamma)} \right)^\theta - 1}{\theta} \quad (13)$$

Cuyas derivadas con respecto a c_t y m_t son, respectivamente:

$$U'_c(c_t, m_t) = (1 - \gamma) c_t^{(1-\gamma)\theta - 1} m_t^{\gamma\theta} \quad (14)$$

$$U'_m(c_t, m_t) = \gamma c_t^{(1-\gamma)\theta} m_t^{\gamma\theta - 1} \quad (15)$$

Las ecuaciones 14 y 15 se sustituyen, respectivamente, en las ecuaciones 10 y 12, para obtener:

$$\beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{(1-\gamma)\theta-1} \cdot \left(\frac{m_{t+1}}{m_t} \right)^{\gamma\theta} = \frac{1}{1+r_{t+1}} \quad (16)$$

$$\frac{\gamma c_t}{(1-\gamma)m_t} + \beta \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{(1-\gamma)\theta-1} \cdot \left(\frac{m_{t+1}}{m_t} \right)^{\gamma\theta} \cdot \frac{1}{1+\pi_{t+1}} = 1 \quad (17)$$

Las ecuaciones 16 y 17 componen un sistema de ecuaciones no lineales, en el cual las incógnitas son los parámetros β , θ y γ . Los parámetros son estimados por el método generalizado de momentos de Hansen (1982), utilizando variables instrumentales. De acuerdo a Hansen (1982) este método es más eficiente que otros métodos de estimación no lineales y tiene buenas propiedades asintóticas.

Para estimar el modelo de ecuaciones simultáneas (ecuaciones 16 y 17) se utilizó una muestra desde 2006:Q1 hasta 2017:Q4. Las variables que componen el sistema son el consumo, la inflación, la tasa pasiva a 180 días en moneda nacional y, como prueba de robustez, tres diferentes medidas de dinero, a saber: Numerario (*num*), los depósitos transferibles en moneda nacional más el numerario MI_{MN} y los depósitos transferibles en moneda nacional y extranjera más el numerario (MI_T). Las variables que se utilizaron como instrumentos fueron la tendencia, variables dicotómicas estacionales, la razón^{10/} M_{t-1}/M_{t-2} y una variable dicotómica para capturar los cambios abruptos en el comportamiento de la inflación en aquellos períodos en los que se sufrieron *shocks* de precios de petróleo y de alimentos (ver sección 2).

Las estimaciones se presentan en la Tabla 3, las cuales son robustas a la definición de dinero utilizada. Los parámetros estimados son todos estadísticamente significativos a un nivel de confianza de 99 por ciento. Adicionalmente, el estadístico J y su p-value asociado, muestran que no se

10/ Esta razón se construye con base en la definición de dinero que corresponde a la estimación.

rechaza la hipótesis nula de ausencia de endogeneidad de los instrumentos con un nivel de confianza de 95 por ciento.

El parámetro de descuento intertemporal β se ubica entre 0.9599 y 0.9603, lo que sugiere una tasa de descuento intertemporal, medida de qué tanto valoran los agentes el trasladar bienestar presente a bienestar futuro, entre 4.13 y 4.18 por ciento^{11/}. Este resultado es coherente con la tasa pasiva a 180 días del sistema financiero, la cual en el período de análisis fue 4.3 por ciento en promedio. Por su parte, las estimaciones ubican al parámetro θ entre 0.8145 y 0.8837. Este parámetro mide la aversión relativa al riesgo del agente. Debido a que el parámetro θ se acerca a 1 se podría interpretar como que los nicaragüenses son muy aversos al riesgo. Finalmente, el parámetro γ se ubica entorno a 0.0454 y 0.0491, lo que sugiere una baja participación del dinero en la canasta que subyace en la función de utilidad del hogar representativo nicaragüense.

Tabla 3. Estimación de parámetros estructurales del hogar representativo por definición de dinero

	<i>num</i>	MI_{MN}	MI_T
β	0.9599	0.9602	0.9603
	[0.0030]	[0.0026]	[0.0033]
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
γ	0.0454	0.0474	0.0491
	[0.0035]	[0.0028]	[0.0037]
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
θ	0.8145	0.8837	0.8542
	[0.1170]	[0.1134]	[0.1082]
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
J	0.1846	0.1734	0.1755
$Prob(J)$	0.1563	0.1523	0.1531

Errores estándar en “[]” y *p-values* “()” .

Fuente: Elaboración propia.

Estas estimaciones se utilizan para estimar las variaciones en el nivel de bienestar del hogar representativo ante diferentes niveles de inflación. Para

11/ La tasa de descuento intertemporal es igual a $\sigma = \frac{(1-\beta)}{\beta}$

ello se utiliza el enfoque de variación compensatoria^{12/}. En este ejercicio se trata de responder a la pregunta ¿Cuánto debe disminuir (aumentar) el consumo del individuo para que, habiendo ocurrido una disminución (aumento) de la inflación de mediano plazo, quede igual como si éste cambio no hubiera ocurrido?

Así, la variación compensatoria es la medida de cuánto está dispuesto a sacrificar (aceptar) de su nivel de consumo actual a cambio de que la medida de política que hace disminuir (aumentar) la inflación de mediano plazo sea implementada. Para realizar las estimaciones es necesario contar con la función de demanda marshalliana de estado estacionario de m_t (ver ecuación 18).

$$\bar{m} = \bar{c} \left(\frac{\gamma(1 + \bar{\pi})}{(1 - \gamma)(1 + \bar{\pi} - \beta(1 + \alpha)^{\theta-1})} \right) \quad (18)$$

donde \bar{m} , \bar{c} y $\bar{\pi}$ son los valores de estado estacionario de los saldos reales, el consumo y la inflación, respectivamente. α se refiere al crecimiento del consumo, el cual es constante en estado estacionario. Esta ecuación se sustituye en la función de utilidad (ecuación 13), para obtener la función de demanda hicksiana del consumo, es decir, la función de demanda del consumo en estado estacionario que permite alcanzar un determinado nivel de bienestar al mínimo costo posible. Para obtener un nivel de utilidad de referencia se utilizaron los últimos valores observados de consumo real y de la definición de dinero. Asimismo, en el cálculo se toma en consideración una inflación de mediano plazo del 7 por ciento (ver sección 2).

En la Tabla 4 se muestran las estimaciones mediante el enfoque de variación compensatoria. Para una inflación de mediano plazo de 7 por ciento la variación del consumo estacionario es cero. Para niveles superiores a una inflación de 7 por ciento, los hogares sufren pérdidas de consumo de estado estacionario. Esto quiere decir que para que el hogar representativo alcance un nivel de utilidad similar al que se obtiene en el presente (con una inflación de mediano plazo de 7%), necesitaría que se le compense con una proporción adicional del consumo actual. Así, por ejemplo, una inflación

12/ Ver Vial, B. y Zurita, F. (2011) capítulo 3 y Nicholson (2005) capítulo 5.

de mediano plazo de 9 por ciento implica que los hogares necesitarían una compensación de consumo entre 0.68 y 0.69 por ciento. Visto desde otra perspectiva, considerando una inflación de 20 por ciento el hogar representativo registraría pérdidas de consumo entre 2.84 y 3.10 por ciento en estado estacionario con respecto al nivel de consumo que se obtiene con un nivel de inflación de mediano plazo de 7 por ciento. En el extremo, en una inflación de mediano plazo de 1000 por ciento el hogar representativo perdería entre 9.20 y 9.97 por ciento de su consumo de estado estacionario. Estos resultados sugieren que la consecución del objetivo fundamental del Banco Central de Nicaragua de mantener una inflación baja y estable es muy importante para el bienestar de la población. Además, el implementar políticas que vayan dirigidas al control de la inflación propician un mayor nivel de bienestar para el consumidor.

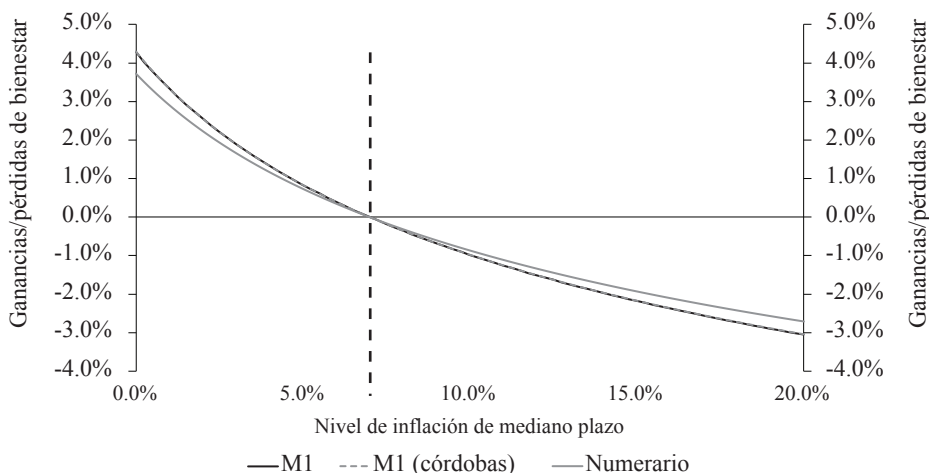
Tabla 4. Variación del consumo en estado estacionario ante diferentes niveles de inflación

$\bar{\pi}$	0.0	1.0	2.0	3.0	5.0	7.0	9.0	10.0	20.0	100.0	1,000.0
<i>num</i>	3.93	3.06	2.35	1.75	0.77	0.00	-0.69	-0.91	-2.84	-6.88	-9.20
MI_{MN}	4.28	3.32	2.54	1.89	0.83	0.00	-0.68	-0.97	-3.02	-7.25	-9.68
MI_T	4.38	3.40	2.60	1.93	0.85	0.00	-0.69	-0.99	-3.10	-7.47	-9.97

Fuente: Elaboración propia.

En este sentido, en la misma Tabla se muestra que para niveles de inflación inferiores a la inflación de mediano plazo actual la variación del consumo es positiva, por ejemplo, una disminución de 2 por ciento de la tasa de deslizamiento permitiría aumentar en consumo de estado estacionario entre 0.77 y 0.85 por ciento. Una reducción de 5 por ciento en la tasa de deslizamiento implica aumentar el consumo entre 2.35 y 2.60 por ciento, lo que constituye una ganancia de bienestar (ver Tabla 14) similar a la variación del consumo. Este tipo de política implicaría que el Banco Central apunte a una tasa de inflación similar a la de sus socios comerciales.

Gráfico 6. Variación del bienestar en estado estacionario ante diferentes niveles de inflación



Fuente : Elaboración propia.

Como complemento, en el Gráfico 6 se muestra la evolución del bienestar ante diferentes niveles de inflación. Para niveles de inflación superiores al 7 por ciento, el nivel de bienestar es inferior al actual. En cambio, cuando el Banco Central alcanza su objetivo de mantener una inflación baja y estable, las pérdidas de bienestar son nulas. En el mejor escenario, si la inflación de mediano plazo es menor al nivel actual, los hogares percibirían ganancias de bienestar.

La Tabla 4 y el Gráfico 6 sugieren que la decisión óptima del BCN para maximizar el bienestar de los hogares es alcanzar una inflación de mediano plazo igual a cero. No obstante, al considerar el análisis presentado en la sección 4, el BCN debería apuntar a una inflación baja y estable y, en la medida de lo posible, en línea con la inflación de sus socios comerciales para mitigar las posibles pérdidas de competitividad que surgen por tener una inflación más alta que éstos. En este sentido, Romer, C. y Romer, D. (1998) analizan la influencia de la política monetaria sobre la pobreza y la inequidad, encontrando que si bien en el corto plazo la política monetaria mejora directamente las condiciones de los más pobres, en el largo plazo la principal contribución de la política monetaria al bienestar de la población es a través de la consecución de una inflación baja y una demanda agregada estable.

6. Conclusiones y recomendaciones

El objetivo de este documento es dar recomendaciones de política relacionadas con el control de la inflación y la minimización de sus costos. En primer lugar, se presentó una caracterización de la dinámica inflacionaria, en particular de la persistencia de la inflación y la incidencia de *shocks* externos. En segundo lugar, se realizó un análisis de los costos de la inflación, precisando en la relación de la inflación con las empresas y hogares. Este análisis permitió identificar los niveles de inflación que propician un mejor ambiente empresarial y un mayor bienestar para los hogares.

En primera instancia, la caracterización de la dinámica inflacionaria sugiere que es un fenómeno muy persistente. Un mayor nivel de persistencia inflacionaria implica mayores costos al implementar medidas para reducir la inflación. Adicionalmente, la inflación depende en gran medida de la ocurrencia de factores externos. Es por este motivo que se recomienda la creación de instrumentos de política monetaria que permitan reducir la persistencia inflacionaria y la incidencia de factores externos sobre la inflación. En este sentido, el objetivo primordial es crear un marco institucional y operativo enfocado en mejorar el anclaje de las expectativas de inflación, así como la implementación de una política monetaria más activa.

Con respecto a los costos de la inflación, el análisis sugiere que el BCN debe apuntar a una inflación baja y estable. En este sentido, el nivel de bienestar de los hogares se maximiza cuando la tasa de inflación es igual a cero, sin embargo cualquier nivel por debajo de la inflación de mediano plazo actual generaría ganancias de bienestar para los hogares. Para las empresas una inflación baja permite realizar ajustes en el mercado laboral que, de no realizarse, generarían desempleo como medida para la reducción de costos. No obstante, las empresas pierden competitividad en la medida que la tasa de inflación doméstica es superior a la inflación de sus socios comerciales. Dadas estas consideraciones, se podría concluir que la tasa de inflación óptima para el caso de Nicaragua es una que esté en línea con la tasa de inflación de los principales socios comerciales, la cual se ubica

entre 2 y 4 por ciento. Cabe enfatizar que debido a que la inflación es sensible a factores externos, el conseguir una inflación alineada con estos países es complicado sin los instrumentos y marco institucional adecuados.

Finalmente, como medida de corto plazo para aumentar el bienestar de la población y mejorar el desempeño inflacionario se recomienda la reducción de la tasa de deslizamiento como mínimo en 3 por ciento y como máximo en 5 por ciento. Por su parte, considerando la alta persistencia inflacionaria y la ineficacia del régimen de política monetaria y cambiaria para mitigar la incidencia de factores externos sobre la inflación, en el mediano plazo se recomienda estudiar la migración hacia esquemas que permitan una mayor flexibilidad del tipo de cambio, esto con el objetivo de ganar mayores grados de libertad para la implementación de la política monetaria. La instauración de la tasa de interés como principal instrumento de política monetaria, y el uso de una meta de inflación como objetivo para el anclaje de las expectativas inflacionarias, contribuirían a un crecimiento económico sostenido y estable.

7. Referencias bibliográficas

- Bello, O., & Gámez, O. (2006). *Inflación e incertidumbre inflacionaria en Nicaragua: Una aplicación usando un modelo EGARCH* (Documento de Trabajo BCN No. 008). Recuperado de https://www.bcn.gob.ni/estadisticas/estudios/2014/DT-8_Inflacion_e_Incertidumbre_Inflacionaria_en_Nicaragua_Una_aplicacion_utilizando_un_modelo_EGARCH.pdf
- Billi, R., & Kahn, G. (2008). What is the optimal inflation rate? *Economic Review*, (Q II): 5-28. Retrieved from https://www.kansascityfed.org/PUBLICAT/ECONREV/PDF/2q08billi_kahn.pdf
- Blanchard, O., & Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *The American Economic Review*, 79(4): 655-673. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/1827924>

- Canarella G., & Miller, S. (2017). Inflation Persistence Before and After Inflation Targeting: A Fractional Integration Approach. *Eastern Economic Journal*, 43(1): 78–103. Retrieved from <https://doi.org/10.1057/ej.20>
- Carlstrom, C., Fuerst, T., & Paustian, M. (2007). *Inflation persistence, inflation targeting and the Great Moderation* (Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper No. 0721). Retrieved from <https://www.clevelandfed.org/en/newsroom-and-events/publications/working-papers/working-papers-archives/2007-working-papers/wp-0721-inflation-persistence-inflation-targeting-and-the-great-moderation.aspx>
- Clarida, R., & Galí, J. (1994). *Sources of real exchange rate fluctuations: How important are nominal shocks?* (NBER Working Paper 4658). Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w4658.pdf>
- De Gregorio, J. (2007). *Macroeconomía Intermedia*. Naucalpan de Juárez, México: Pearson Educación.
- Echavarría, J., Rodríguez, N., & Rojas, L. (2010). La meta del banco central y la persistencia de la inflación en Colombia. *Ensayos sobre Política Económica*, 29(65): 201-222. Retrieved from <http://www.banrep.gov.co/es/node/28893>
- Fisher, I. (1933). The Debt-Deflation Theory of Great Depressions. *Econometrica*, 1(4): 337-357. Retrieved from https://phare.univ-paris1.fr/fileadmin/PHARE/Irving_Fisher_1933.pdf
- Galí, J., & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2):195-222. Retrieved from [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(99\)00023-9](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(99)00023-9)

- Guido, A., Nicola, B., & Efram, C. (2011). *Trend inflation, wage indexation, and determinacy in the U.S.* (Quaderni di Dipartimento 153, Università degli studi di Pavia). Retrieved from <http://dem-web.unipv.it/web/docs/dipeco/quad/ps/RePEc/pav/wpaper/q153.pdf>
- Hamilton, J. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2): 357-384. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/1912559?seq=1#metadata_info_tab_contents
- Hansen, L. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4): 1029-1054. Retrieved from https://www.jstor.org/stable/1912775?seq=1#metadata_info_tab_contents
- Ito, T., & Mishkin, F. (2006). *Two decades of japanese monetary policy and the deflation problema* (NBER Working Paper 10878). Retrieved from <https://www.nber.org/chapters/c0092>
- Mendieta, W. (2017). *Un análisis de sensibilidad macroeconómica para Nicaragua: un enfoque bayesiano* (Documento de Trabajo BCN No. 053). Recuperado de: https://www.bcn.gob.ni/estadisticas/estudios/2014/DT-53_Analisis_sensibilidad_macro_nicaragua.pdf
- Mishkin, F. (2007). Inflation Dynamics. *International Finance*, 10(3): 317–334. Retrieved from <https://doi.org/10.1111/j.1468-2362.2007.00205.x>
- Nicholson, W. (2005). *Teoría Microeconómica: Principios Básicos y Ampliaciones* (9th edition). Santa Fe, México: Cengage Learning Editores, S.A.
- Romer, C., & Romer, D. (1998). *Monetary policy and the well-being of the poor.* (NBER Working Paper 6793). Retrieved from <http://www.kansascityfed.org/publicat/econrev/PDF/1q99romr.pdf>

Tobin, J. (1972). Inflation and Unemployment. *The American Economic Review*, 62(1/2): 1-18. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/1821468>

Vial, B., & Zurita, F. (2011). *Microeconomía*. Santiago, Chile: Eds. Universidad Católica de Chile.

Walsh, C. (2010). *Monetary Theory and Policy* (2nd edition). Massachusetts, USA: The MIT Press.

8. Anexos

Anexo 1: Estimación de la inflación de estado estacionario

En este anexo se presenta un sustento empírico para la cifra de inflación de mediano plazo del 7 por ciento. Suponga el modelo descrito en la ecuación 1; en estado estacionario $\pi_t^j = \pi_{t-1}^j = \pi_{t-p}^j = \bar{\pi}^j \forall p$, por lo que la media incondicional, es decir, el valor de la inflación de estado estacionario es:

$$\bar{\pi}^j (I) = \frac{\mu^{\pi^j}}{1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i^j} \quad (19)$$

En la Tabla A1.1. se muestra la media incondicional de la tasa de inflación. Mediante pruebas de Wald se verificó que la media fuese estadísticamente igual a 7 por ciento, hipótesis que no fue rechazada, en los tres casos, con un nivel de significancia del 95 por ciento.

Tabla A1.1. Estimación de modelos autorregresivos de inflación (ecuaciones 1 y 19)

Regresor	π_t^{gral}			π_t^{tr}			π_t^{ntr}		
	coef.	e.e.	p-value	coef.	e.e.	p-value	coef.	e.e.	p-value
μ^{π^j}	0.2450	0.1502	0.1045	0.3355	0.1804	0.0644	0.3067	0.1173	0.0096
π_{t-1}^j	1.4557	0.0827	0.0000	1.4017	0.0896	0.0000	1.2515	0.0544	0.0000
π_{t-2}^j	-0.4902	0.0870	0.0000	-0.4503	0.0933	0.0000	-0.2929	0.0818	0.0004
π_{t-3}^j							0.2459	0.1113	0.0283
π_{t-4}^j							-0.1020	0.1299	0.4333
π_{t-5}^j							-0.1446	0.0651	0.0275
$\gamma = \sum_{i=1}^p$	0.9655	0.0249		0.9514	0.0307		0.9579	0.0181	
$\pi^j (I)$	7.1000	1.0660	0.0714	6.8993	1.3726	0.0484	7.4072	0.9444	0.2968

Nota : Errores estándar (e.e.) calculados a partir de la matriz HAC. La media incondicional, $\bar{\pi}^j$ de cada j serie de inflación se define como: $\bar{\pi}^j = \frac{\mu^{\pi^j}}{1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i^j}$. $\bar{\pi}^j (I)$ viene de la estimación de la ecuación 19.

Fuente : Elaboración propia.

Asimismo, para controlar por la incidencia de la inflación externa, y mostrar la relevancia de la inflación de EEUU para la determinación de la inflación

doméstica, se estimó el modelo de la ecuación 1 aumentado por valores contemporáneos y rezagados de la inflación de este país, esto es:

$$\pi_t^j = \mu^{\pi^j} + \sum_{i=1}^p \gamma_i^j \pi_{t-i}^j + \sum_{k=1}^{q+1} \theta_k^j \pi_{t+1-i}^{EU} + \varepsilon_t^{\pi^j} \quad (20)$$

En este caso, la media incondicional de la inflación en Nicaragua es:

$$\bar{\pi}^j(2) = \frac{\mu^{\pi^j} + \bar{\pi}^{EU} \sum_{k=1}^q \theta_k^j}{1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i^j} \quad (21)$$

donde $\bar{\pi}^{EU} = 2.0$ corresponde a la meta de inflación de EEUU. Las estimaciones se muestran en la Tabla A1.2. En ambos casos, las estimaciones muestran que la tasa de inflación de mediano plazo de Nicaragua se ubica entre 6.5 y 7.1. No obstante, al igual que en el caso anterior, las pruebas de Wald muestran que no se rechaza la hipótesis de que la inflación en estado estacionario es igual a 7 por ciento.

Tabla A1.2. Estimación de modelos autorregresivos de inflación (ecuaciones 20 y 21)

Regresor	π_t^{gral}			π_t^{tr}			π_t^{ntr}		
	coef.	e.e.	p-value	coef.	e.e.	p-value	coef.	e.e.	p-value
μ^{π^j}	-0.0564	0.1173	0.6314	-0.1861	0.1390	0.1822	0.0841	0.1070	0.4327
π_{t-1}^j	1.3057	0.0602	0.0000	1.2717	0.0720	0.0000	1.2151	0.0582	0.0000
π_{t-2}^j	-0.3613	0.0596	0.0000	-0.3407	0.0695	0.0000	-0.3224	0.0850	0.0002
π_{t-3}^j							0.2860	0.1029	0.0060
π_{t-4}^j							-0.2295	0.0753	0.0026
π_t^{EU}	0.9207	0.1752	0.0000	1.7735	0.2490	0.0000	0.1334	0.0406	0.0012
π_{t-1}^{EU}	-1.0990	0.2056	0.0000	-2.2379	0.3449	0.0000			
π_{t-2}^{EU}	0.3886	0.1049	0.0003	0.7730	0.1790	0.0000			
$\gamma = \sum_{i=1}^p$	0.9444			0.9310			0.9492	0.0165	
$\bar{\pi}^j(2)$	6.5484	0.7588	0.5525	6.2480	0.9768	0.4423	6.9044	0.6790	0.8881

Nota : Errores estándar (e.e.) calculados a partir de la matriz HAC. La media incondicional, $\bar{\pi}^j$ de cada j serie de inflación se define como: $\bar{\pi}^j = \frac{\mu^{\pi^j}}{1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i^j}$. $\bar{\pi}^j(2)$ viene de la estimación de la ecuación 21. Rezagos seleccionados con el criterio AIC.

Fuente : Elaboración propia.

Finalmente, se muestra la selección de rezagos para el modelo autorregresivo de la ecuación 1.

Tabla A1.3. Selección de rezagos para modelos autorregresivos de inflación (ecuación 1)

Rezagos	π_t^{gral}	π_t^{tr}	π_t^{ntr}
1	2.6240	3.5404	2.0138
2	2.358*	3.324*	1.8628
3	2.3686	3.3355	1.8681
4	2.3601	3.3317	1.7931
5	2.3604	3.3397	1.786*
6	2.3730	3.3535	1.8002
7	2.3737	3.3496	1.8078
8	2.3790	3.3602	1.8020
9	2.3909	3.3709	1.8120
10	2.4026	3.3855	1.8054
11	2.4162	3.3887	1.8174
12	2.4264	3.4006	1.8309

Nota* : Indica el número de rezagos seleccionados mediante el criterio de Akaike.

Fuente : Elaboración propia.

Tabla A1.4. Prueba de raíz unitaria de Zivot y Andrews

		<i>I y T</i>	<i>I</i>	<i>T</i>
π_t^{gral}	Quiebre	2008M10	2004M07	2007M10
	Rezagos	4	4	4
	p-value	0.0000	0.0412	0.0190
π_t^{tr}	Quiebre	2008M10	2003M11	2007M10
	Rezagos	3.0000	3.0000	3.0000
	p-value	0.0000	0.0680	0.0415
π_t^{ntr}	Quiebre	2008M11	2008M11	2007M09
	Rezagos	4.0000	4.0000	4.0000
	p-value	0.0000	0.0007	0.0186

Nota : I y T indican si la especificación de la prueba es con intercepto y/o tendencia, respectivamente.

Ho: La serie presenta raíz unitaria con un cambio estructural.

Fuente : Elaboración propia.

Anexo 2: Intervalos de confianza de la persistencia de la inflación

En la Tabla A2.1. se muestran intervalos de confianza, calculados a partir de los resultados de la Tabla A1.1. En ésta se muestran los intervalos de confianza del coeficiente de persistencia de la inflación con un nivel de confianza al 68 y 95 por ciento. Los resultados muestran que con un nivel de confianza del 95 por ciento la persistencia de las tres definiciones de inflación es igual o superior a 1, lo que evidencia el elevado grado de persistencia de la inflación en Nicaragua.

Tabla A2.1. Intervalos de confianza (IC) para coeficientes de persistencia

Límites	π_t^{gal}	π_t^{tr}	π_t^{ntr}
$\gamma - 2\sigma$	0.9156	0.8899	0.9217
$\gamma - \sigma$	0.9406	0.9206	0.9398
γ	0.9655	0.9514	0.9579
$\gamma + \sigma$	0.9904	0.9821	0.9761
$\gamma + 2\sigma$	1.0154	1.0129	0.9942

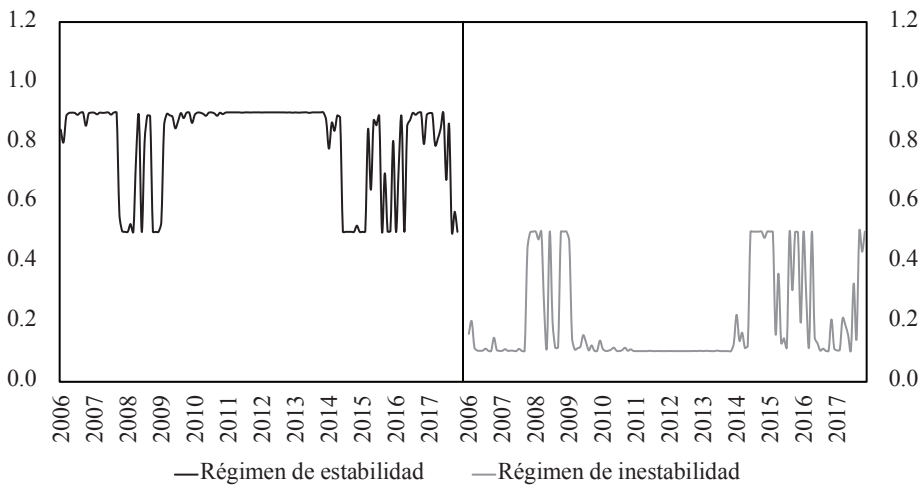
Nota : σ denota desviaciones estándares. Una σ corresponde a un IC al 68% de confianza, mientras que dos σ a un IC al 95%.

Fuente : Elaboración propia.

Anexo 3: Cambio de régimen en el coeficiente de persistencia

En este Gráfico se muestra evidencia del cambio abrupto de comportamiento en el coeficiente de persistencia. Los cambios de comportamiento coinciden con la ocurrencia de *shocks* de oferta de precios de petróleo y de oferta de alimentos debidos a políticas y/o factores climáticos.

Gráfico A3.1. Probabilidades de transición proyectadas un período hacia adelante

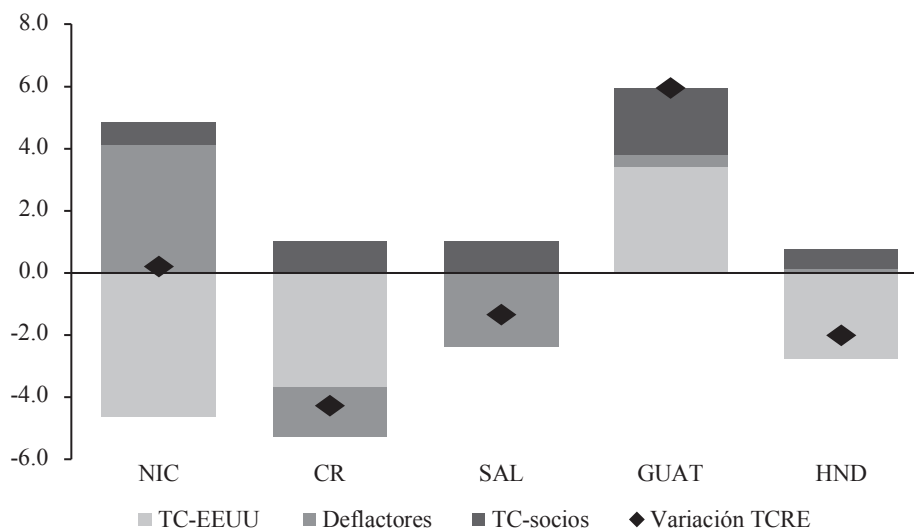


Nota : Se muestran las probabilidades de transición proyectadas un período adelante de ambos regímenes del coeficiente de persistencia de la inflación. A diferencia de las probabilidades suavizadas que utilizan toda la información de la muestra, este gráfico muestra las probabilidades proyectadas utilizando la información disponible a la fecha de la proyección.

Fuente : Elaboración propia.

Anexo 4: Inflación, crecimiento y competitividad

Gráfico A4.1. Determinantes de la variación del tc_{r_n} con inflación igual a determinantes de mediano plazo



Nota : El gráfico muestra el caso hipotético en el que la inflación de todos los países centroamericanos se ubican en su nivel de mediano plazo, el cual es consistente con su meta de inflación. Para el caso de Nicaragua, su inflación de mediano plazo es el 7% previamente discutido, mientras que la inflación de El Salvador se fija en el mismo nivel de la inflación de EEUU (2%). Los resultados sugieren que, manteniendo todos los demás factores constantes, el tipo de cambio real de Nicaragua se hubiese apreciado, en lugar de la depreciación que efectivamente se observó. Esto sugiere que, bajo condiciones normales, la contribución de los diferenciales inflacionarios a la evolución del tipo de cambio real es hacia la apreciación, lo que deriva en pérdidas de competitividad de Nicaragua con respecto a sus pares centroamericanos.

Fuente : Elaboración propia.

A continuación se muestran las pruebas realizadas para verificar la validez de la estimación del modelo descrito en la ecuación 7.

Tabla A4.1. Test de cointegración de Johansen
(test de traza)

Hipótesis nula	Estadígrafo	Valor crítico	<i>p-value</i>
Ninguno	23.9182	42.9153	0.8405
A lo sumo 1	5.6760	25.8721	0.9991
A lo sumo 2	0.5054	12.5180	1.0000

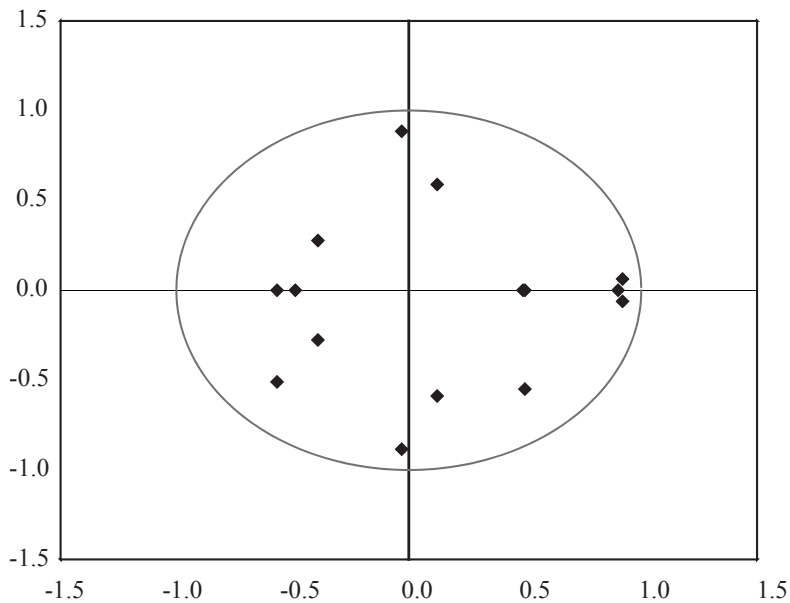
Fuente : Elaboración propia.

Tabla A4.2. Test de cointegración de Johansen
(test de máximo valor propio)

Hipótesis nula	Estadígrafo	Valor crítico	<i>p-value</i>
Ninguno	18.2422	25.8232	0.3589
A lo sumo 1	5.1707	19.3870	0.9824
A lo sumo 2	0.5054	12.5180	1.0000

Fuente : Elaboración propia.

Gráfico A4.2. Estabilidad del modelo SVAR



Nota : Ninguna raíz está fuera del círculo unitario. El VAR satisface la condición de

Fuente : Elaboración propia.

Tabla A4.3. Prueba de autocorrelación (ML)

Rezagos	Estat. ML	Prob.
1	25.50401	0.0025
2	6.184937	0.7213
3	12.15535	0.2047
4	11.58688	0.2376
5	8.356751	0.4986
6	12.39732	0.1918

Ho : No correlación serial.

Fuente : Elaboración propia.

Tabla A4.4. Prueba de normalidad
(Jarque-Bera)

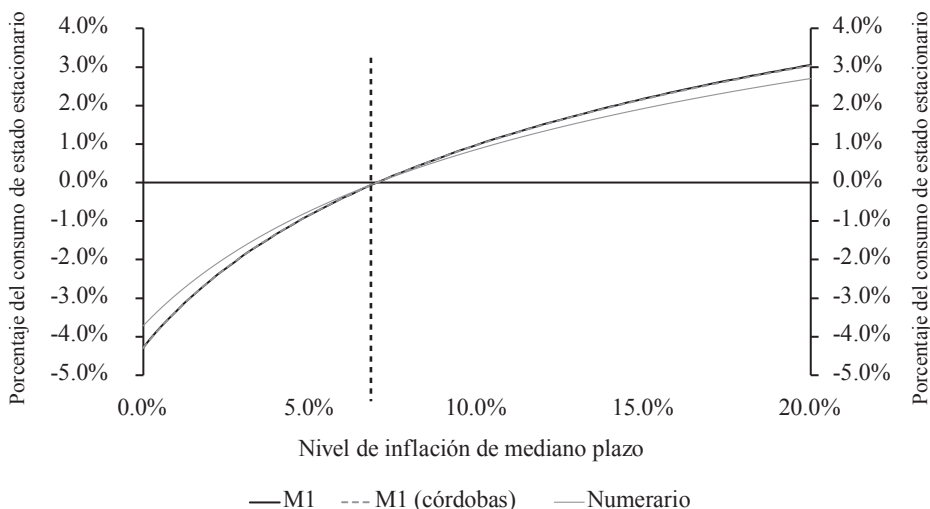
Ecuación	Asimetría	chi-cuad.	gl	prob.
\bar{y}	0.233142	0.788148	1	0.3747
$t\bar{c}r_n$	0.146261	0.310187	1	0.5776
$\bar{\pi}$	0.441771	2.829842	1	0.0925
Conjunta		3.928177	3	0.2693
Ecuación	Curtosis	chi-cuad.	gl	prob.
\bar{y}	3.35014	0.444418	1	0.505
$t\bar{c}r_n$	3.254337	0.234492	1	0.6282
$\bar{\pi}$	3.980247	3.483205	1	0.062
Conjunta		4.162115	3	0.2445
Ecuación	Jarque-Bera	gl	prob.	
\bar{y}	1.232566	2	0.5399	
$t\bar{c}r_n$	0.544679	2	0.7616	
$\bar{\pi}$	6.313047	2	0.0426	
Conjunta	8.090291	6	0.2316	

Ho : Residuos son normales.

Fuente : Elaboración propia.

Anexo 5: Análisis de bienestar de los hogares

Gráfico A5.1. Variación compensatoria



Nota : El gráfico muestra que para niveles de inflación de mediano plazo mayores al 7 por ciento, los hogares necesitan ser compensados con mayores niveles de consumo, para poder alcanzar el mismo nivel de utilidad. Para niveles de inflación menores al 7 por ciento, los hogares están dispuestos a sacrificar consumo de estado estacionario, para continuar con el mismo nivel de bienestar. Esto implica, que los hogares gozan de un mayor nivel de bienestar cuando la inflación de mediano plazo se ubica en cualquier nivel por debajo del 7 por ciento.

Fuente : Elaboración propia.

Tabla A5.1. Variación del nivel de bienestar ante diferentes niveles de inflación

$\bar{\pi}$	0.0	1.0	2.0	3.0	5.0	7.0	9.0	10.0	20.0	100.0	1,000.0
<i>num</i>	3.73	2.91	2.23	1.66	0.73	0.00	-0.60	-0.87	-2.71	-6.58	-8.83
MI_{MN}	4.30	3.34	2.55	1.89	0.83	0.00	-0.68	-0.98	-3.04	-7.33	-9.79
MI_T	4.28	3.33	2.55	1.89	0.83	0.00	-0.68	-0.98	-3.05	-7.38	-9.87

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 y explicar causas, consecuencias y 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, incluyendo tablas, gráficos y figuras. Debe incluir, además, un resumen con un máximo 200 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 revisión similar al que se aplica en la mayoría de las revistas científicas.

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

