

Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

2017

Volumen 4
Octubre 2017

Un VAR Bayesiano de mediana escala para la
economía nicaragüense

William Mendieta Alvarado

Choques externos y ciclos económicos en Nicaragua

Harlan López Olivas y Juan Carlos Treminio

Ingreso de los hogares urbanos y rurales de Nicaragua

Adolfo Díaz Galindo

Análisis de los determinantes del rendimiento del
maíz en Nicaragua

Rigoberto Castillo Cajina y Ricardo Bird Moreno



Banco Central de Nicaragua

Emitiendo confianza y estabilidad

Revista de Economía y Finanzas
Vol 4-2017 - páginas 130

© Banco Central de Nicaragua

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

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

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

Fax: (505) 2265-1246

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

Diseño y diagramación: Jenny Rivera N.

Fecha de publicación: Octubre 2017

Revista de Economía y Finanzas

ISSN 2313-8696

2017

Volumen 4
Octubre 2017

Editora

Ligia Ivette Gómez - Gerente de Investigaciones Económicas BCN

Comité editorial

Ovidio Reyes Ramírez - Presidente del BCN

Sara Amelia Rosales Castellón - Gerente General del BCN

Nina Conrado Cabrera - Gerente de División Económica del BCN

Comité científico

Dr. Alejandro Martínez Cuenca - Director Ejecutivo, Fideg

Dr. Jordi Prat - Economista Principal Regional para C.A., R.D. y México, BID

Dr. Juan Sebastián Chamorro - Director Ejecutivo, Funides

MSc. Oscar Gámez - Director de Riesgo, SIBOIF

MSc. Roberto Campos - Sub-secretario Ejecutivo, SECMCA



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 cuarto volumen de la Revista de Economía y Finanzas. Este volumen se constituye de cuatro estudios referidos a temas relevantes para la economía del país: Un VAR bayesiano de mediana escala para la economía nicaragüense; Choques externos y ciclos económicos en Nicaragua; Ingreso de los hogares urbanos y rurales; y Análisis de varianza de los determinantes del rendimiento del cultivo de maíz.

La primera investigación estudia un modelo de vectores autorregresivos bayesiano (BVAR) de media escala para la economía nicaragüense. Se estudian algunos mecanismos de transmisión presentes en la economía nacional ante un incremento en el gasto del gobierno y un incremento en el precio del petróleo. Los resultados sugieren que los impulsos fiscales son una condición necesaria pero no suficiente para incentivar la actividad económica. Por otra parte, los impulsos fiscales podrían fungir como estabilizadores del ciclo económico de largo plazo. Se concluye que mediante el análisis de las funciones aquí referidas, es posible hacer recomendaciones de política fiscal, principalmente relacionadas al rol que ésta tiene en el corto y largo plazo.

Por su parte, el segundo estudio presenta un modelo macro econométrico de corto plazo que permite apreciar los efectos de los choques externos sobre las principales variables macroeconómicas. La evidencia muestra que para el caso de la economía nicaragüense, los factores externos juegan un papel importante en la determinación de las fluctuaciones macroeconómicas de corto plazo. En las simulaciones se observó que el impacto de un aumento en la tasa de interés externa contrae el producto, por el aumento en el costo del endeudamiento de los inversionistas extranjeros. Además se comprobó que una disminución de la tasa de deslizamiento del tipo de cambio provoca una caída de la inflación.

La tercera investigación analiza la relación existente entre el ingreso de los hogares urbanos y rurales de Nicaragua con las variables que caracterizan al jefe del hogar, con la finalidad de conocer si existe concentración del ingreso en algunos segmentos de la población. Para ello, se calculó el coeficiente de Gini y la curva de Lorenz. Además, se estimaron estadísticos de tendencia central, se ajustó la función de densidad de probabilidad log normal y la función de Pareto a los ingresos cuyo valor es mayor a la clase modal. Los resultados muestran que los hogares del área rural cuentan con ingresos más bajos que los hogares urbanos. La información también sugiere que en general no existen diferencias significativas entre ingresos de los hogares con jefe mujer o jefe hombre, lo mismo sucede con el ingreso medio al clasificar por sexo y nivel de pobreza. Se concluye que para investigar la concentración del ingreso es conveniente estratificar la población objeto de estudio, lo que permite asignar probabilidad de selección a todos los estratos.

Finalmente, el cuarto estudio conlleva la estimación de un modelo lineal y otro multinomial de los determinantes del rendimiento del cultivo de maíz en Nicaragua. La información fue tomada de las encuestas agropecuarias realizadas por el Ministerio Agropecuario en conjunto con el Banco Central de Nicaragua en el ciclo agrícola 2012/13. Aunque ineludible, los resultados evidencian que no basta el uso de maquinaria agrícola, semillas mejoradas y fertilizantes para lograr rendimientos similares a los obtenidos en otros países de la región, como El Salvador y México. Al respecto, todo proyecto orientado a aumentar el rendimiento debe contemplarse como un proceso integral para optimizar el manejo agronómico de los cultivos. Más importante todavía, se debe apostar de forma paralela, al desarrollo de capacidades de los pequeños y medianos productores.

El contenido de la revista, así como el análisis y conclusiones que de ésta se derivan, son de exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan la posición oficial del BCN.

ÍNDICE



- 1 Un VAR bayesiano de mediana escala para la economía nicaragüense
William Mendieta Alvarado
- 39 Choques externos y ciclos económicos en Nicaragua
Harlan López Olivas y Juan Carlos Treminio
- 73 Ingreso de los hogares urbanos y rurales de Nicaragua
Adolfo Díaz Galindo
- 99 Análisis de los determinantes del rendimiento del maíz en Nicaragua
Rigoberto Castillo Cajina y Ricardo Bird Moreno

Un VAR bayesiano de mediana escala para la economía nicaragüense

*William Mendieta Alvarado **

Resumen

Este estudio estima un modelo de vectores autorregresivos bayesianos (BVAR) de mediana escala para la economía nicaragüense. El modelo BVAR es usado para analizar las ventajas de utilizar un gran conjunto de datos para pronosticar variables macroeconómicas como el crecimiento y la inflación. A través del análisis de las funciones impulso respuesta generadas por el modelo se estudian algunos mecanismos de transmisión presentes en la economía nicaragüense, simulando un incremento en el precio del petróleo y en el gasto del gobierno. Este análisis brinda argumentos para debatir acerca de la posición de corto y largo plazo de la política fiscal en el suavizamiento de los ciclos económicos del país.

Palabras claves: Economía nicaragüense, VAR bayesiano, políticas económicas, choques domésticos y externos, habilidad predictiva.

Código JEL: C11, E6, F41, C53.

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

1. Introducción

Para la formulación de políticas económicas es útil realizar una caracterización amplia de la economía nacional, para lo cual es necesario utilizar una diversa gama de indicadores y/o variables macroeconómicas que capturen información de todos los mercados que integran esta economía. Más importante aún es comprender la dinámica y las interrelaciones que existen entre estos sectores, lo cual aporta a la comprensión de las repercusiones de una política sectorial sobre otros sectores de la economía.

Al respecto, este documento de investigación tiene dos objetivos: 1) construir un modelo de vectores autorregresivo bayesiano (BVAR) de mediana escala, que contribuya a caracterizar la economía nacional y de este modo, facilitar el análisis de la dinámica de las interrelaciones entre variables macroeconómicas principales, en presencia de perturbaciones externas e internas y 2) evaluar la habilidad predictiva del modelo BVAR para pronosticar variables macroeconómicas importantes como el Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE) y el Índice de Precios al Consumidor (IPC).

El motivo por el cual se utilizan métodos bayesianos es para rehuir del problema de dimensionalidad inherente a los modelos VAR estimados bajo un enfoque frecuentista. Los modelos VAR son utilizados para realizar análisis de los mecanismos de transmisión presentes en una economía y son conocidos por tener una buena habilidad predictiva. Sin embargo, cuando se utiliza una cantidad considerable de variables, los modelos VAR son susceptibles al problema de dimensionalidad, lo que conduce a una estimación inconsistente de parámetros y a un pobre desempeño en términos de calidad de pronóstico.

El modelo BVAR en cambio, mediante la selección de una distribución de probabilidad anterior (*prior*) sobre los parámetros, tiene un menor riesgo de sobreparametrización, permitiendo de esta forma la estimación de un modelo más general que capturaría una parte importante de las dinámicas e interrelaciones de los mercados que integran la economía nicaragüense. Esto permitiría evaluar de forma amplia el impacto de la implementación

de políticas macroeconómicas, la incidencia de *shocks* de oferta-demanda agregada y/o perturbaciones externas, sin tener que recurrir a la selección de un conjunto reducido de variables. Esto último a la larga puede ser costoso en términos de información, pues se podría dejar fuera del modelo información relevante para el análisis de política económica.

En este contexto, los resultados encontrados muestran una amplia ventaja en términos de habilidad predictiva del modelo BVAR sobre los modelos de comparación. Al utilizar el modelo BVAR para pronosticar tanto el crecimiento como la inflación, reduce la varianza del error de predicción, generando de esta forma proyecciones más precisas. Esto permite justificar el uso de un conjunto más amplio de indicadores a considerar para realizar un análisis estructural.

A través de funciones impulso respuesta, se realiza un análisis estructural de la economía nicaragüense, enfocado en estudiar la posición de corto y largo plazo que debería adoptar la política fiscal de Nicaragua. Los resultados sugieren que en el corto plazo los impulsos fiscales no son idóneos para incentivar a la economía, pues generan presiones inflacionarias y las ganancias en términos de dinamismo económico son estadísticamente no significativas. No obstante, en el largo plazo la política fiscal podría fungir un rol estabilizador de los ciclos económicos, pues podría reducir su amplitud, de esta manera mitigar tanto la probabilidad de ocurrencia de crisis económicas, como los costos asociados a éstas.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera: la sección 2 contextualiza al modelo BVAR en la literatura de mecanismos de transmisión en Nicaragua, destacando las contribuciones de este modelo y describe la especificación del modelo BVAR, enfatizando en la selección de la distribución *prior*, paso que es fundamental en la estimación bajo un enfoque bayesiano. Luego, la sección 3 presenta los datos y realiza el análisis de la habilidad predictiva del modelo BVAR. En la sección 4 se describe los resultados del análisis estructural, y se muestra la reacción de la economía a perturbaciones internas y externas, a saber: un impulso fiscal y un *shock* de precio de petróleo. Por último, en la sección 5 se concluye sobre los hallazgos del estudio.

2. Revisión de literatura

2.1. Análisis de mecanismos de transmisión en Nicaragua

Desde el trabajo seminal de Sims, C. (1980) los modelos VAR han tenido un amplio uso entre los macroeconomistas. Stock, J. y Watson, M. (2001) argumentan que los modelos VAR son una herramienta poderosa para realizar descripciones y pronósticos de datos que combinados con supuestos de identificación razonables, contribuyen a caracterizar vínculos causales entre diversas variables macroeconómicas (mecanismos de transmisión), lo que la convierte en una herramienta útil para la evaluación de políticas.

Por su parte, otra clase de modelos que exploran los mecanismos de transmisión son los modelos macroeconómicos, los cuales consisten en un modelo de ecuaciones simultáneas utilizado para realizar simulaciones de políticas y/o *shocks* de oferta y demanda agregada (Sargent, T. y Wallace, N. 1976., Carnot, N. et al. 2011). En este sentido, con el objetivo de escapar de la crítica de Lucas, R. (1976), surgen los modelos microfundamentados de Equilibrio General, Dinámicos y Estocásticos (DSGE, por sus siglas en inglés).

En la literatura de mecanismos de transmisión para el caso de Nicaragua destaca el trabajo de Gámez. O. (2005), en el cual se utilizó un modelo VAR estructural para analizar la transmisión de choques estructurales a diversas variables de la economía nicaragüense. Por su parte, López, H., Sarria F. y Treminio, J. (2013) estudian los mecanismos de transmisión de *shocks* externos usando un modelo macroeconómico y evalúan los efectos que éstos tienen sobre variables como el ciclo económico, el déficit comercial y la acumulación de reservas internacionales.

Otros estudios destacados de mecanismos de transmisión son los de Acevedo, I. (2011) y Flores, A. (2013). El primero construye un modelo DSGE para analizar los mecanismos de transmisión asociados a la política tributaria en Nicaragua, en el cual el análisis se realiza suponiendo que Nicaragua es una economía cerrada. El segundo, mediante un modelo

DSGE de economía abierta donde el Banco Central de Nicaragua (BCN) tiene una política monetaria independiente, analiza los mecanismos de transmisión detrás de *shocks* de demanda, inflación y productividad, entre otros. La construcción de estos modelos supone un avance importante en los estudios empíricos del país, siendo necesario someterlos a pruebas de robustez. Además, éstos no consideran el canal financiero, el cual a raíz de la crisis financiera internacional ha probado ser un mecanismo de transmisión importante de las economías.

Dado el contexto anterior, este documento pretende extender el análisis de los mecanismos de transmisión de Nicaragua a través de una opción aún no explorada en los estudios empíricos del país: un modelo BVAR. Mediante este enfoque, el modelo BVAR permitiría realizar un análisis amplio y versátil de los mecanismos de transmisión asociados a diversos *shocks* sectoriales: evaluar políticas de gasto del gobierno, políticas para mejorar las condiciones de intermediación financiera e inclusive, en la medida que el modelo sea extendido, el estudio de la incidencia de fenómenos climáticos sobre las variables fundamentales de la economía (Bloor, C. y Matheson, T. 2008).

Los resultados del modelo BVAR estarán conformados por la interacción de dos elementos: la distribución *prior* del modelo y la función de verosimilitud de los datos que lo alimentan. Un aporte adicional es que el modelo BVAR provee un marco de proyecciones de corto plazo para una cantidad considerable de variables.

2.2. Especificación del modelo BVAR

Los modelos VAR son útiles para la modelización econométrica y un punto de comparación estándar para el análisis de problemas económicos dinámicos (Ciccarelli, M. y Rebuci, A. 2003). Sin embargo, su principal debilidad radica en la gran flexibilidad de los modelos VAR. De Mol, C. y Giannone, D. (2008), Koop, G. y Korobilis, D. (2010), Del Negro, M. y Schorfheide, F. (2009), Banbura, M. et al (2009) y Giannone, D. et al (2012), alegan que éstos son propensos al problema de dimensionalidad,

lo que en modelos de mediana y gran escala conlleva a una estimación inconsistente de los parámetros del mismo, en última instancia a un pobre desempeño en términos de calidad de pronóstico.

Esto tiene implicaciones importantes, pues limita el análisis a modelos que consideran un conjunto reducido de variables. Por ejemplo, Litterman, R. (1986) encuentra que el aplicar contracción bayesiana a un VAR de seis variables conduce a un mejor desempeño en cuanto a calidad de pronóstico, sugiriendo que la proliferación de parámetros es un tema importante aún en sistemas de moderado tamaño (Banbura, M. et al. 2009).

En este sentido, el enfoque bayesiano ha permitido la construcción de modelos de vectores autorregresivos con un mayor número de variables. Así, mediante la selección de una distribución *prior* sobre los parámetros del modelo, el enfoque bayesiano permite rehuir del problema de dimensionalidad inherente a los modelos VAR (Koop, G. y Korobilis, D. 2009. Banbura, M. et al, 2009. González, W., 2012). Esto permitiría analizar los mecanismos de transmisión presentes en la economía nacional, sin la necesidad de restringir el análisis a un conjunto acotado de variables.

2.3. Estimación bayesiana de un VAR

En esta subsección se describe brevemente la idea detrás de la estimación bayesiana de un modelo VAR, con base en los trabajos de Koop, G. (2003), Cicarelli y Rebuci (2003), Koop, G., Pourier y Tobias (2007), Koop, G. y Korobilis, D. (2009) y van de Schoot, et al. (2014). Un modelo VAR puede ser escrito en su forma simplificada como:

$$Y_t = X_t\beta + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

donde $X_t = (I_n \otimes W_{t-1})$ es una matriz $n \times nk$, $W_{t-1} = (Y'_{t-1}, \dots, Y'_{p-1})$ es de dimensión $k \times I$, y $\beta = \text{vec}(B_1, \dots, B_p)$ es un vector de coeficientes de dimensión $nk \times I$. Los parámetros a estimar son β y Σ , la cual corresponde a la matriz de varianzas y covarianzas.

La estimación del modelo BVAR tiene tres aspectos importantes: la distribución *prior* de los parámetros, es decir, todos los conocimientos previos de las variables antes de observar las realizaciones (datos), la función de verosimilitud de los datos observados y la distribución posterior de los parámetros, resultado de la combinación de los dos elementos anteriores mediante el teorema de Bayes.

Sea $pdf(\beta, \Sigma)$ una función de densidad de probabilidad conjunta anterior (*prior*) para los parámetros del modelo descrito por (1). Sea $L(Y|\beta, \Sigma)$ la función de densidad de probabilidad de los datos condicional a los parámetros, es decir, la función de verosimilitud de toda la información contenida en los datos, la cual puede ser descrita por la ecuación (2)^{1/}

$$L(Y|\beta, \Sigma) \propto \frac{1}{|\Sigma|^{-T/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_t (Y_t - X_t \beta)' \Sigma^{-1} (Y_t - X_t \beta) \right\} \quad (2)$$

La función de densidad de probabilidad conjunta posterior de los parámetros del modelo VAR puede ser obtenida a través del teorema de Bayes, esto es:

$$\begin{aligned} pdf(\beta, \Sigma|Y) &= \frac{pdf(\beta, \Sigma)L(Y|\beta, \Sigma)}{p(Y)} \\ &\propto pdf(\beta, \Sigma) L(Y|\beta, \Sigma) \end{aligned} \quad (3)$$

Es decir, la función de densidad de probabilidad conjunta posterior es proporcional a la función de densidad conjunta anterior por la función de verosimilitud de los datos condicional a los parámetros. Dado $pdf(\beta, \Sigma | Y)$, las distribuciones posteriores marginales condicionales en los datos, $pdf(\beta | Y)$ y $pdf(\Sigma | Y)$, pueden ser obtenidas al integrar Σ y β , de $pdf(\beta, \Sigma | Y)$. Las medidas de tendencia central y dispersión de $pdf(\beta | Y)$ y $pdf(\Sigma | Y)$ pueden ser analizadas para obtener estimaciones punto de los parámetros de interés así como medidas de precisión, comparables a aquellas obtenidas bajo un enfoque frecuentista.

1/ Suponiendo que los factores asistemáticos provienen de una distribución normal.

2.4. Especificación de la distribución *prior*

En esta subsección se describe la especificación de la distribución *prior* para los parámetros del modelo descrito por la ecuación (1). El modelo VAR es estimado usando un enfoque bayesiano. Esto implica el fijar con antelación creencias sobre los parámetros del modelo y con ello rehuir del problema de dimensionalidad.

En este documento se utiliza la *prior* propuesta por Litterman, R. (1996), la cual consiste en suponer que las n variables que conforman el modelo VAR son a *priori* caminatas aleatorias. Un argumento a favor de seleccionar esta distribución *prior* es que las caminatas aleatorias tienen un buen poder predictivo sobre series de tiempo macroeconómicas (Canova, F. 2007).

Sea $Y_t = (Y_{1,t}, Y_{2,t}, \dots, Y_{m,t})'$ un vector de variables aleatorias. La ecuación (1) puede reescribirse como:

$$Y_t = c + B_1 Y_{t-1} + \dots + B_p Y_{t-p} + u_t \quad (4)$$

Donde u_t es un ruido blanco gaussiano n -dimensional, con matriz de varianzas y covarianzas $E u_t u_t' = \Psi$, $c = (c_1, \dots, c_n)'$ es un vector n -dimensional de constantes y B_1, \dots, B_p son matrices $n \times n$ de coeficientes.

Ante el modelo planteado, Litterman, R. (1996) sugiere usar una distribución *prior* tal que todas las ecuaciones que conforman (4) estén centradas alrededor de una caminata aleatoria con *drift*, es decir, la media asociada a la distribución *prior* puede ser descrita con la siguiente representación de Y_t :

$$Y_t = c + Y_{t-1} + u_t$$

Mediante esta especificación se contraen los elementos de la diagonal de B_1 hacia uno y los parámetros restantes en B_1, \dots, B_p hacia cero. También la distribución *prior* supone una mayor ponderación para los rezagos más recientes, pues se espera que éstos provean información más importante que la atribuida por aquellas más distantes. Asimismo, supone que los

rezagos de una misma variable deberían explicar una mayor proporción de su varianza en contraste con los rezagos de otras. Estas creencias son impuestas al fijar los siguientes momentos de la *prior* para los coeficientes:

$$\mathbb{E}(B_k)_{ij} = \begin{cases} \delta_i, & j = i, k = 1 \\ 0, & \text{en otro caso} \end{cases}, \quad \mathbb{V}[(A_k)_{ij}] = \begin{cases} \frac{\lambda^2}{k^2}, & j = i, k = 1 \\ \vartheta \frac{\lambda^2 \sigma_i^2}{k^2 \sigma_j^2}, & \text{en otro caso} \end{cases} \quad (5)$$

Donde $(B_k)_{ij}$ se refiere al elemento ij de la matriz B correspondiente al rezago k . Los coeficientes de las matrices B son asumidos como independientes con distribución normal. Además, se asume que la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos es constante y conocida, es decir: $\Psi = \Sigma$, donde Σ es una matriz diagonal cuyos elementos corresponden a la varianza asociada a las n variables que conforman el sistema, esto es: $\Sigma = \text{diag}(\sigma_1^2, \dots, \sigma_n^2)$. Se supone un *prior* difuso para los interceptos.

En esta investigación, tomando como base a Banbura, M., Giannone, D. y Reichlin, L. (2009) se fija $\delta_i = 1$ para aquellas variables que son no estacionarias. Es decir, se considera el *prior* de caminata aleatoria. Para aquellas que son estacionarias que presentan una fuerte reversión a la media, se considera un *prior* de ruido blanco $\delta_i = 0$. Los demás parámetros de la ecuación 2 se explican en la Tabla 1.

Si bien para todas las variables que conforman el VAR a *priori* se asume el *prior* de Litterman, R. (1996), a *posteriori* cada una de las series de tiempo puede seguir un proceso más complejo en dependencia de la información que provean los datos.

Tabla 1: Parámetros de la distribución *prior* de los coeficientes

Parámetros	Propósito
λ	Grado de contracción bayesiana. Si $\lambda \rightarrow 0$ los datos no influyen a la distribución posterior. Si $\lambda \rightarrow \infty$ el <i>prior</i> no influye a la distribución posterior.
$1/k^2$	distribución <i>prior</i> con el aumento del número de rezagos del modelo.
σ_i^2 / σ_j^2	Controla por la escala y variabilidad de los datos.
ϑ	Importancia de los rezagos de otras variables. $\vartheta \in (0,1)$.

Fuente: Elaboración propia con base en Litterman (1996) y Banbura, et al (2010).

3. Métodos y datos

3.1. Datos

El modelo BVAR de mediana escala es estimado usando 25 series de tiempo, con periodicidad mensual, entre enero 2004 y diciembre 2016. En términos generales, la base de datos consiste en seis categorías de variables: producción y actividad económica, empleo y salarios, precios, sector monetario y financiero, sector externo y gobierno. Estas categorías se eligieron para capturar los sectores más representativos de la economía nicaragüense. Las variables son detalladas en la Tabla 2. Todas las variables se expresan en variaciones interanuales, a excepción de aquellas que son tasas las cuales se mantienen en niveles. Asimismo, la Tabla A1 define tres clases de modelos: uno de escala pequeña (modelo 1), uno de escala intermedia (modelo 2) y uno de mediana escala (modelo 3). Las tres especificaciones son utilizadas para realizar la evaluación de los pronósticos. El modelo 3 además se utiliza para realizar el análisis estructural.

Tabla 2: Variables seleccionadas

No.	Categoría	Nombre	Descripción	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Fuente
1		IPC	IPC	x	x	x	BCN
2	Precios	IPCA	Índice de precios de alimentos			x	BCN
3		IPCT	Índice de precios de transporte			x	BCN
4	Actividad económica	IMAEC	IMAE Comercio			x	BCN
5		IMAET	IMAE Transporte			x	BCN
6		IMAE	IMAE		x	x	x
7	Mercado Laboral	LC	Trabajo Comercio			x	BCN
8		L	Trabajo	x	x	x	BCN
9		WC	Salario Comercio			x	BCN
10		W	Salario		x	x	BCN
11	Monetario y Financiero	RIN	Reservas Internacionales Netas		x	x	BCN
12		CRED	Crédito total			x	BCN
13		DEP	Depósitos totales				BCN
14		NUM	Numerario			x	BCN
15		ICIF	Índice de Condiciones Financieras			x	Mendieta (2016)
16	Sector Externo	OIL	Precio del petróleo		x	x	FMI
17		FFR	Fed's Funds Rate		x	x	FRED
18		COF	Precio del café		x	x	FMI
19		RER	Tipo de cambio real	x	x	x	SECMCA
20		X	Exportaciones (principales productos)		x	x	BCN
21		M	Importaciones totales			x	BCN
22	Gobierno	T	Ingresos tributarios			x	MHCP
23		IVA	Impuesto al Valor Agregado				MHCP
24		GC	Gasto Corriente	x	x	x	MHCP
25		GK	Gasto de Capital			x	MHCP

Nota : La "x" indica que la variable fue incluida en el modelo.

Fuente : Elaboración propia.

En este sentido, gracias a la amplitud de la base de datos, el modelo BVAR permite analizar una gran cantidad de choques macroeconómicos. Por ejemplo, los efectos sectoriales de una política fiscal expansiva (contractiva) mediante el aumento (disminución) del gasto público. En este sentido, en este documento se discute acerca de la posición de la política fiscal en el corto y el largo plazo. El modelo BVAR goza de una alta flexibilidad, por lo que se puede utilizar para estudiar medidas que incentiven a cierto sector de la economía como al sector comercio o transporte, así como para determinar los efectos sectoriales de una política dirigida a relajar las condiciones de intermediación financiera, entre otros.

3.2. Habilidad predictiva

En esta sección se evalúa la habilidad predictiva del modelo BVAR para pronosticar el crecimiento, medido a través de la tasa de variación del IMAE y la tasa de inflación. No obstante, el modelo puede utilizarse para proyectar cualquiera de las variables que lo componen. El análisis se lleva a cabo comparando diversas especificaciones del modelo BVAR con dos tipos de modelos *benchmark*. En primer lugar, se estiman las mismas especificaciones del modelo BVAR bajo el enfoque frecuentista. El motivo de utilizar otras especificaciones del modelo es con el propósito de evaluar si existen ventajas en términos de una mejor habilidad predictiva al ampliar el conjunto de datos. En segundo lugar, las proyecciones se comparan con aquellas obtenidas de una caminata aleatoria para el IMAE y el IPC. Las variables que componen cada una de las especificaciones de los modelos VAR y BVAR se listan en la Tabla 2.

En particular, la estimación del modelo VAR *benchmark* (estimado bajo el enfoque frecuentista) puede explicarse desde el punto de vista bayesiano mediante el indicador de contracción bayesiana λ . En este caso, λ se fija con un valor igual a infinito. Es decir, la distribución posterior es proporcional al comportamiento de los datos. Por lo tanto, no incorpora la información proveniente de la distribución *prior* previamente impuesta. Esto en esencia constituye la estimación bajo un enfoque frecuentista.

Se estiman modelos VAR y BVAR de tres diferentes escalas. Se estima un BVAR de pequeña escala que incluye las variables tradicionales para el análisis de política económica en una economía abierta. Otro de escala intermedia extiende el conjunto de datos para incorporar información del sector monetario y financiero como del sector externo. Al final se evalúa la capacidad predictiva de un modelo BVAR de mediana escala, compuesto por los 25 indicadores listados en la Tabla 2.

La evaluación de la capacidad predictiva es pseudo fuera de muestra y se realiza como se detalla a continuación:

1. Usando una submuestra $T' < T$ se estiman todos los modelos (BVAR, VAR y caminatas aleatorias)^{2/} utilizando una ventana móvil de 24 meses.
2. Con estos modelos en cada iteración se proyectan $T'' < T' < T$ períodos de las variables bajo evaluación (crecimiento e inflación).
3. Se utiliza la raíz del error cuadrático medio (RECM) como principal criterio de evaluación (ver ecuación 6). Así, se estudia la habilidad predictiva de los modelos estimados en una submuestra de dimensión $T'' \ll T$, la cual contiene los valores observados de los indicadores que acaban de ser proyectados.

$$RECM_{x_i} = \sqrt{\frac{1}{T''} \sum_{i=t}^{T''} (x_{i+h} - \hat{x}_{i+h|t})^2} \quad (6)$$

Donde $x_i = \{\text{crecimiento, inflación}\}$.

4. Las proyecciones de los modelos BVAR se evalúan a 1, 3, 6 y 12 meses hacia adelante. Se evalúa en total predicciones para 24 meses.

4. Resultados

En las Tablas 3 y 4 se resumen los principales resultados de la evaluación de la habilidad predictiva del modelo BVAR. En ambas tablas se muestra

2/ Los modelos de caminatas aleatorias son estimados bajo una sola especificación, la cual se muestra a continuación:

$$x_{i,t} = \beta_{i,1} x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

Donde $\beta_{1i} = 1$ y $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2)$, $\forall i$

la RECM relativa^{3/} entre el modelo BVAR (bajo sus tres especificaciones) y su modelo *benchmark* correspondiente. Así, valores menores a uno indican una mejor habilidad predictiva del modelo BVAR en relación con el modelo *benchmark*. En términos generales ambas tablas muestran una clara superioridad en términos de habilidad predictiva para el modelo BVAR, tanto al compararlo bajo las tres diversas especificaciones, como para la mayoría de los horizontes de proyección bajo estudio.

En primer lugar, al comparar las proyecciones de los modelos de vectores autorregresivos estimados bajo ambos enfoques (bayesiano y frecuentista), para ambas variables (IMAE e IPC) el modelo BVAR es superior en casi todos los horizontes de proyección. Este resultado se mantiene inclusive en la especificación del modelo de pequeña escala, en la cual se utilizan 5 indicadores para caracterizar a la economía nicaragüense.

Tabla 3: Raíz del error cuadrático medio relativa (BVAR-VAR)

Variable	Modelo 1				Modelo 2				Modelo 3			
	<i>h</i> =1	<i>h</i> =3	<i>h</i> =6	<i>h</i> =12	<i>h</i> =1	<i>h</i> =3	<i>h</i> =6	<i>h</i> =12	<i>h</i> =1	<i>h</i> =3	<i>h</i> =6	<i>h</i> =12
IMAE	1.18	0.92	0.91	1.08	0.50	0.47	0.50	0.45	0.24	0.29	0.39	0.59
IPC	0.68	0.74	0.77	0.56	0.58	0.88	0.96	0.53	0.49	0.52	0.35	0.27

Fuente: Elaboración propia.

Este resultado es un indicador de que el problema de dimensionalidad es importante, aun en sistemas de pequeña escala. Así, el emplear un enfoque bayesiano contribuye a mejorar de manera significativa las proyecciones del crecimiento y la inflación. Este resultado está en línea con aquellos obtenidos por Banbura, M., Giannone, D. y Reichlin, L. (2010), Bloor, C. y Matheson, T. (2011), Giannone, D., Lenza, M. y Primiceri, G. (2012) y González, W. (2012).

3/ La RECM relativa es:

$$R_{x_i} = \frac{RECM_{x_i}}{RECM_{benchmark}}$$

Así, un $R_{xi} < 1$ indica una mejor habilidad predictiva por parte del BVAR.

En segundo lugar, al comparar los resultados de los modelos BVAR con la calidad de las proyecciones del modelo de caminata aleatoria, las conclusiones son similares al caso anterior. El modelo BVAR es superior al modelo de caminata aleatoria para ambas variables y para la mayoría de los horizontes de proyección. En este sentido, el modelo de caminata aleatoria supera al BVAR para los horizontes 6 y 12 bajo las especificaciones 1 y 2 del BVAR, en el resto de los casos, el BVAR es superior. Para el caso de la inflación, solo la tercera especificación del BVAR es superada por el modelo de caminata aleatoria, aunque solamente en los horizontes 6 y 12.

Tabla 4: Raíz del error cuadrático medio relativa
(BVAR-caminata aleatoria)

Variable	Modelo 1				Modelo 2				Modelo 3			
	<i>h=1</i>	<i>h=3</i>	<i>h=6</i>	<i>h=12</i>	<i>h=1</i>	<i>h=3</i>	<i>h=6</i>	<i>h=12</i>	<i>h=1</i>	<i>h=3</i>	<i>h=6</i>	<i>h=12</i>
IMAE	0.38	0.63	1.14	1.09	0.32	0.43	0.61	0.75	0.27	0.79	1.33	2.30
IPC	0.39	0.71	0.83	0.84	0.38	0.72	0.74	0.88	0.45	0.92	1.06	1.47

Fuente: Elaboración propia.

Con el objetivo de dar un mayor fundamento estadístico a estos resultados, se realizó la prueba de habilidad predictiva de Giacomini, R. y White, H. (2006). Esta prueba estadística es aplicada para pronósticos fuera de muestra y es robusto a situaciones en las cuales el modelo puede estar mal especificado. Además, es un *test* válido tanto para modelos anidados como no anidados. La prueba descansa sobre funciones de pérdida obtenidas por los modelos. En este documento, la función de pérdida que se considera es la de los errores de predicción al cuadrado, castigando por igual tanto a sobreestimaciones como subestimaciones. En las Tablas 5 y 6 se muestran los resultados de estas pruebas estadísticas. Un signo negativo indica que el modelo BVAR genera una menor función de pérdida (es superior).

Tabla 5: Habilidad predictiva de Giacommini-White (2006) para el crecimiento
(valores estadísticos)

Horizonte	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	VAR	RW	VAR	RW	VAR	RW
1	-4.16**	-1.74	-3.65*	-1.72	-6.23**	-1.61
3	-1.46	-1.89	-0.82	-1.27	-5.03**	-0.3
6	-1.35	-0.34	-0.17	-0.61	-4.51**	0.06
12	-9.51***	-0.32	-34.06***	-0.12	-14.74***	4.36**

* : Indican significancia estadística al 10%.

** : Indican significancia estadística al 5%.

*** : Indican significancia estadística al 1%.

Fuente : Elaboración propia.

Para el caso del crecimiento, en la mayoría de los casos (considerando los horizontes de proyección y para ambos tipos de modelo *benchmark*) se observa un signo negativo para los valores estadísticos. Esto indica que el modelo BVAR genera menores errores de predicción que los modelos de referencia. Al igual que con el criterio de la RECM, la segunda especificación del modelo BVAR es la preferida, pues es la que genera las mayores diferencias en términos de habilidad predictiva respecto a los modelos de referencia (respecto a los VAR estimados bajo el enfoque frecuentista).

Para el caso de la inflación, el dominio del modelo BVAR es aún superior. En tan solo uno de los casos el modelo BVAR es superado por uno de los modelos de referencia. No obstante, la diferencia en términos de habilidad predictiva no es estadísticamente significativa.

Tabla 6: Habilidad predictiva de Giacommini-White (2006) para la inflación
(valores estadísticos)

Horizonte	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3	
	VAR	RW	VAR	RW	VAR	RW
1	0.88	-0.88	-9.33***	-0.95	-5.64**	-1.02
3	-0.21	-0.61	-5.74**	-1.06	-8.01***	-0.18
6	-0.11	0.25	-7.76***	-0.86	-10.3***	0.65
12	0.2	0.11	-34.47***	-0.8	-3.24*	12.9***

* : Indican significancia estadística al 10%.

** : Indican significancia estadística al 5%.

*** : Indican significancia estadística al 1%.

Fuente : Elaboración propia.

4.1. Análisis estructural

En esta sección se realiza un análisis estructural de la economía nicaragüense empleando el modelo BVAR de mediana escala (ver Tabla 2, modelo 3). Por medio de las funciones impulso respuesta se caracteriza la dinámica y evolución de algunas variables macroeconómicas importantes.

Debido a la amplia gama de *shocks* que pueden ser estudiados mediante el modelo BVAR y con el objetivo de acotar las diversas opciones para el análisis estructural, el estudio se concentra en dos choques transitorios y no anticipados, a saber: 1) un aumento del gasto de capital del gobierno y 2) un incremento del precio del petróleo. En la literatura, el análisis estructural mediante modelos BVAR está concentrado en los efectos sectoriales de la política monetaria, a excepción de los casos de González, W. (2012) quien simula *shocks* de premio por riesgo y *shocks* bursátiles y el de Bloor, C. y Matheson, T. (2008) quienes simulan *shocks* de tipo climático^{4/}.

El análisis estructural se realiza aplicando el esquema de identificación recursiva, el cual sigue a Banbura, M. et al (2010), Bernanke, B. et al (2005), Christiano, L. et al. (1999) y Stock, J. y Watson, M. (2005). Para este tipo de análisis, se divide el panel de variables en dos categorías: de

4/ El modelo BVAR de mediana escala que se presenta en este documento puede ser fácilmente extendido para estudiar mecanismos de transmisión no tradicionales, como los relacionados a *shocks* climáticos.

movimiento lento y movimiento rápido. Esta división consiste en separar las variables reales de las financieras. La variable que separa a ambas es el objetivo operativo del BCN, las reservas internacionales.

Para realizar análisis del tipo estructural se necesita la imposición de algunas restricciones sobre el sistema, de modo que esté identificado. Debido a la gran cantidad de variables que tiene el modelo, resulta complejo realizar una descomposición de los *shocks* estructurales mediante el método de identificación de Sims, C. (1980), como el utilizado por Gámez, O. (2005).

Como alternativa se utiliza una descomposición de Cholesky para la identificación de los *shocks* estructurales de la economía nicaragüense. De esta forma, sea $\beta = CD^{1/2}$, $CDC' = E[u_t u_t'] = \Psi$ corresponde a la matriz de varianzas y covarianzas del VAR descrito en (1) y $D = \text{diag}(\Psi)$. Sea $e_t = (e_{1t}, \dots, e_{mt})' = C^{-1} u_t$ la transformación lineal de los residuos de (1). El *shock* i es a la fila e_i correspondiente a la posición r_t , *este es* $e_{n_{1+1},t}$. La ecuación (1) en su versión estructural puede escribirse como:

$$A_0 Y_t = v + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t, \quad e_t \sim N(0, D) \quad (7)$$

Donde $v = C^{-1} c$, $A_0 = C^{-1} y$ y $A_j = C^{-1} B_j$, $j=1, \dots, p$.

Las funciones impulso respuesta serán evaluadas en un horizonte de 36 meses.

4.2. *Shock* de gasto de gobierno

Las funciones impulso-respuesta generadas por este *shock* se pueden ver en los Graficos A1. Estas muestran que un impulso fiscal vía aumento del gasto público, ralentiza la actividad económica medida a través del IMAE. Este resultado puede sugerir que los individuos se comportan como agentes ricardianos. Es decir, incorporan en sus decisiones la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno. En otras palabras, los agentes internalizan en sus decisiones de consumo e inversión la manera en la que será financiado el impulso fiscal. Lo anterior sugiere, que los agentes se

comportan como individuos *forward-looking*, pues toman sus decisiones con base en la evolución esperada de la economía.

En este sentido, los individuos podrían ver que este impulso será financiado vía inflación, lo cual explica las presiones inflacionarias que muestran las funciones impulso-respuesta. Las alzas en la inflación son positivas y estadísticamente significativas en los primeros 6 meses después del choque. Cabe destacar, que estas presiones inflacionarias se materializan en diversos *ítems* del IPC, principalmente en los precios de los alimentos. Además, el mercado laboral sigue una dinámica parecida al IMAE.

El impulso fiscal propicia pérdidas en las reservas internacionales netas. Esta pérdida en reservas se podría explicar a través del incremento en la liquidez en moneda nacional del sistema financiero, debido al mayor gasto del gobierno. Dada la naturaleza del régimen cambiario en Nicaragua, los excedentes de liquidez pueden ser drenados a través de Operaciones de Mercado Abierto por la venta de divisas del BCN, al Sistema Financiero por medio de la Mesa de Cambio.

La pérdida de reservas internacionales es acentuada debido al deterioro de la balanza comercial. En este sentido, las importaciones aumentan mientras que las exportaciones tienen un comportamiento neutro. El incremento en las importaciones es consistente con la apreciación del tipo de cambio real. Esto va en línea con las predicciones que realiza el modelo Neo Keynesiano, en el cual impulsos fiscales suscitan en apreciaciones del tipo de cambio real. Esto a su vez genera un deterioro de los términos de intercambio, propiciando un deterioro en la balanza comercial mediante el mayor valor de las importaciones.

4.3. Shock de precios del petróleo

Las funciones impulso-respuesta generadas por el *shock* de precios del petróleo se pueden ver en los Gráficos A2. Un *shock* de gasto de petróleo de forma inmediata se traduce en presiones inflacionarias en todos los *ítems* de la inflación considerados. El modelo predice incrementos en la tasa de inflación los primeros 10 meses después del choque. Este comportamiento

sugiere que la estructura de precios de la economía nicaragüense es susceptible al comportamiento del precio del petróleo. Los esfuerzos por transformar la matriz energética son positivos pues mitigan las distorsiones de los precios relativos generados por la volatilidad del precio del petróleo.

Otro aspecto que cabe resaltar es que el *shock* genera presiones negativas en la riqueza de las familias nicaragüenses, eso puede explicar las mayores necesidades de financiamiento por parte de éstas, lo cual se ve reflejado en el incremento en el crédito entre el tercer y onceavo mes después del choque. A pesar de esto, es probable que debido a las distorsiones en la estructura de precios relativos de la economía, un *shock* de precios de petróleo reduce el dinamismo económico en la mayoría de los sectores al cabo de 24 meses. Por ejemplo, el sector comercio y el sector transporte sufren el efecto negativo de la subida en el precio del crudo, siendo más severo en el sector transporte.

Un hallazgo importante que se revela gracias a este *shock* es que el gobierno en materia de política fiscal se comporta de manera neutral ante *shocks* macroeconómicos externos como el simulado. En este sentido, si bien en el primer mes después del incremento en el precio del petróleo se observa un aumento tanto en el gasto corriente como en el gasto de capital, desde el mes dos la respuesta de la política fiscal es estadísticamente no significativa y cercana a cero.

Debido a que Nicaragua es una economía caracterizada por un esquema cambiario de mini-devaluaciones, la política fiscal es la herramienta principal para suavizar los ciclos económicos del país. No obstante, este resultado sugiere que, si bien el gasto fiscal no amplifica los ciclos económicos, tampoco contribuye a suavizarlos. En este sentido, en tiempos de *boom* económico la posición de la política fiscal debiese ser contractiva, mientras que en tiempos de *bust* económico su posición debiese ser expansiva.

Si bien en el corto plazo los efectos de la política fiscal pueden ser revertidos debido al comportamiento ricardiano de los agentes, en el largo plazo puede tener un rol de estabilización de los ciclos económicos. En

este contexto, la mayor contribución de la política fiscal podría enfocarse hacia la suavización de los ciclos económicos del país, de modo que la senda de crecimiento de Nicaragua sea más estable. A pesar que bajo este enfoque los períodos de auge económico son menos amplios, también se reduce la amplitud de los períodos en los cuales la economía se debilita, minimizando de esta manera tanto las probabilidades de crisis económicas como sus costos.

El choque de precios de petróleo genera un endurecimiento de las condiciones en las que se desarrolla el proceso de intermediación financiera, explicando así la caída tanto en los depósitos como en el crédito luego de veinticuatro meses. Por su parte, se observan presiones sobre las reservas internacionales, que propician una desacumulación a lo largo de los primeros veinte meses después de haberse observado el *shock*.

Esta desacumulación de reservas se puede explicar por el deterioro de los términos de intercambio, consistente con la apreciación del tipo de cambio real. En este sentido, el modelo sugiere que el choque de precios de petróleo activa el canal del *expenditure-switching*, en otras palabras, la sustitución temporal de exportaciones por importaciones. Además de propiciar pérdidas en la posición de activos externos netos, genera un deterioro en la cuenta corriente del país.

5. Comentarios finales

En este estudio se presentó un modelo de vectores autorregresivos estimado bajo un enfoque bayesiano. La ventaja de utilizar este enfoque es que permite obtener una gran flexibilidad para el análisis de mecanismos de transmisión y proyecciones más precisas de diversas variables macroeconómicas. Esto se logra a través de la contracción bayesiana, mediante la imposición de creencias sobre el comportamiento de las variables, previo a la observación de los datos, se rehúye del problema de dimensionalidad inherente a los modelos VAR. En este sentido, se optó por utilizar el *prior* de Litterman, R. (1996), conocido también como el *prior* de Minnesota. En seguida, mediante la combinación a través del teorema de Bayes de la función de verosimilitud de los datos y la distribución *prior*, se obtuvo la distribución

posterior de las variables, con ello las estimaciones de los parámetros que caracterizan a todo el sistema de ecuaciones del modelo BVAR.

Por una parte, se evaluó la habilidad predictiva del modelo BVAR para pronosticar el IMAE y el IPC. Los pronósticos fueron evaluados seudofuera de muestra, utilizando un esquema de proyecciones de ventanas móviles (*rolling forecasts*). Los resultados favorecen el uso del modelo BVAR, pues la varianza del error de predicción, bajo las tres especificaciones consideradas, es menor que aquella registrada por los modelos *benchmark*. Éstos resultados también sugieren que la proliferación de parámetros es un tema importante aún en modelos de pequeña escala (como lo es en el caso del modelo de pequeña escala). En este contexto, el utilizar métodos bayesianos, en particular el modelo BVAR, es una alternativa viable para realizar pronósticos de las principales variables que caracterizan a la economía nicaragüense.

Por otro lado, gracias a la gran flexibilidad del modelo BVAR se puede realizar un análisis amplio de los mecanismos de transmisión presentes en la economía nicaragüense, sin incurrir en el problema de dimensionalidad. Mediante el análisis de las funciones impulso respuesta generadas se estudiaron los mecanismos de transmisión asociados a perturbaciones internas y externas transitorias, un impulso fiscal y un incremento del precio del petróleo. Estas permiten realizar algunas recomendaciones relacionadas a la finalidad de la política fiscal y al rol que ésta tiene en el corto y el largo plazo.

El análisis del primer *shock* sugiere que los agentes se comportan como individuos *forward-looking*, es decir, toman sus decisiones en base a la evolución esperada de la economía. Por lo tanto, si bien los impulsos fiscales incentivan la actividad económica en los primeros meses, dado el carácter ricardiano de los agentes, éstos internalizan en sus decisiones de consumo y ahorro la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno. Entonces, impulsos fiscales se materializan únicamente a través de presiones inflacionarias en diversos *ítems* del Índice de Precios al Consumidor (IPC).

No obstante, al analizar el *shock* de precios de petróleo se puede argumentar que dada la política monetaria y cambiaria vigente en el país, la política fiscal puede jugar un rol determinante en el crecimiento de largo plazo del país. Si bien los impulsos fiscales en el corto plazo no contribuyen a incentivar la actividad económica, en el largo plazo podrían fungir como estabilizadores del ciclo económico de Nicaragua, lo cual permitiría al país estar en una senda de crecimiento económico más estable.

6. Referencias bibliográficas

- Acevedo, I. (2011). *Impacto de las Reformas Tributarias en Nicaragua*. Documento de Trabajo N° 20. Banco Central de Nicaragua. 21 pp.
- Banbura, M., Giannone, D., y Reichlin, L. (2008). *Large Bayesian VARs*. Working Paper Series, N° 966. European Central Bank. 44 pp.
- Banbura, M., Giannone, D. y Reichlin, L. (2009). Large Bayesian vector auto regressions. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 25, No. 1, 71-92.
- Bernanke, B. Boivin, J. y Elias, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol 120, No. 1. 387-422.
- Bloor, C., y Matheson, T. (2008). *Analysing shock transmission in a data-rich environment: A large BVAR for New Zealand*. Discussion Paper Series DP2008/09. Federal Reserve Bank of New Zealand. 34 pp.
- Canova, F. (2007). *Methods for Applied Macroeconomic Research*. Princeton, New Jersey, USA. Princeton University Press.
- Carnot, N., Koen, V., y Tissot, B. (2011). *Economic Forecasting and Policy*. Hampshire, UK. y New York, USA. Palgrave Macmillan.

- Christiano, L. (1999). Monetary policy shocks: what have we learned and to what end? En Taylor JB, Woodford M (Ed.), *Handbook of Macroeconomics* (Vol. 1, ch 2, pp. 65-148). Amsterdam: Elsevier.
- Ciccarelli, M., y Rebucci, A. (2003). BVARs: A survey of the recent literature with an application to the European Monetary System. *Rivista di Politica Economica*, Vol. 93, No. 5. 47-112.
- De Mol, C., y Giannone, D. (2008). Forecasting using a large number of predictors: Is Bayesian shrinkage a valid alternative to principal components? *Journal of Econometrics*, Vol. 146, No. 2. 318-328.
- Del Negro, M., y Schorfheide, F. (2011). Bayesian Macroeconometrics. En *The Oxford Handbook of Bayesian Econometrics* (págs. 293-389). Oxford, UK: Oxford University Press.
- Flores, A. (2013). *Perturbaciones Internas y Externas en Pequeñas Economías Abiertas: un Análisis de Equilibrio General para el Caso de Nicaragua (1994-2011)*. Documento de Trabajo N° 127. Banco Central de Guatemala. 64 pp.
- Gámez, O. (2005). *Identificación y Medición de las Contribuciones Relativas de los Shocks Estructurales en la Economía Nicaragüense*. Documento de Trabajo N° 7. Banco Central de Nicaragua. 17 pp.
- Giacomini, R. y White, H. (2006). Tests of Conditional Predictive Ability. *Econometrica*, Vol. 74, No. 6. 1545–1578.
- Giannone, D., Lenza, M., y Primiceri, G. (2012). *Prior Selection for Vector Autoregressions*. Working Paper Series N° 1494. European Central Bank. 41 pp.
- González, W. (2012). *Un gran VAR bayesiano para la economía chilena*. Documentos de Trabajo N°653. Banco Central de Chile. 50 pp.

- Koop, G. Dale, P. y Justin, T. (2007). *Bayesian Econometric Methods*. Cambridge, UK. Cambridge University Press.
- Koop, G., y Korobilis, D. (2010). Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics. *Foundations and Trends in Econometrics*, Vol. 3, No. 4. 267-358.
- Litterman, R. (1986). Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions: Five Years of Experience. *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 4, No. 1. 25-38.
- López, H., Treminio, J., y Sarria, F. (2013). *Choques externos y ciclos económicos en Nicaragua*. Documento de Trabajo N° 32. Banco Central de Nicaragua. 37 pp.
- Lucas, R. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. *Elsevier*, Vol. 1, No. 1. 19-46.
- Robertson, J., y Tallman, E. (1999). Vector Autoregressions: forecasting and reality. *Economic Review*, Vol. 84, No. 1. 4-18.
- Rudebusch, G. (2005). Assessing the Lucas Critique in Monetary Policy Models. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 37, No. 2. 245-272.
- Sargent, T. y Wallace, N. (1976). Rational expectations and the theory of economic policy. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 2, No. 2. 169-183.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, Vol. 48, N° 1. 1-48.
- Stock, J., y Watson, M. (2005). *An empirical comparison of methods for forecasting using many predictors*. Manuscript, Princeton University. 59 pp.

- van de Schoot, R., Kaplan, D., Denissen, J., Asendorpf, J. y Neyer, F. (2014). A gentle introduction to bayesian analysis: applications to developmental research. *Child development*. Vol 85, No. 3. 842-860.
- Watson, M., y Stock, J. (2001). Vector Autoregressions. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 4. 101-115.

7. Anexos

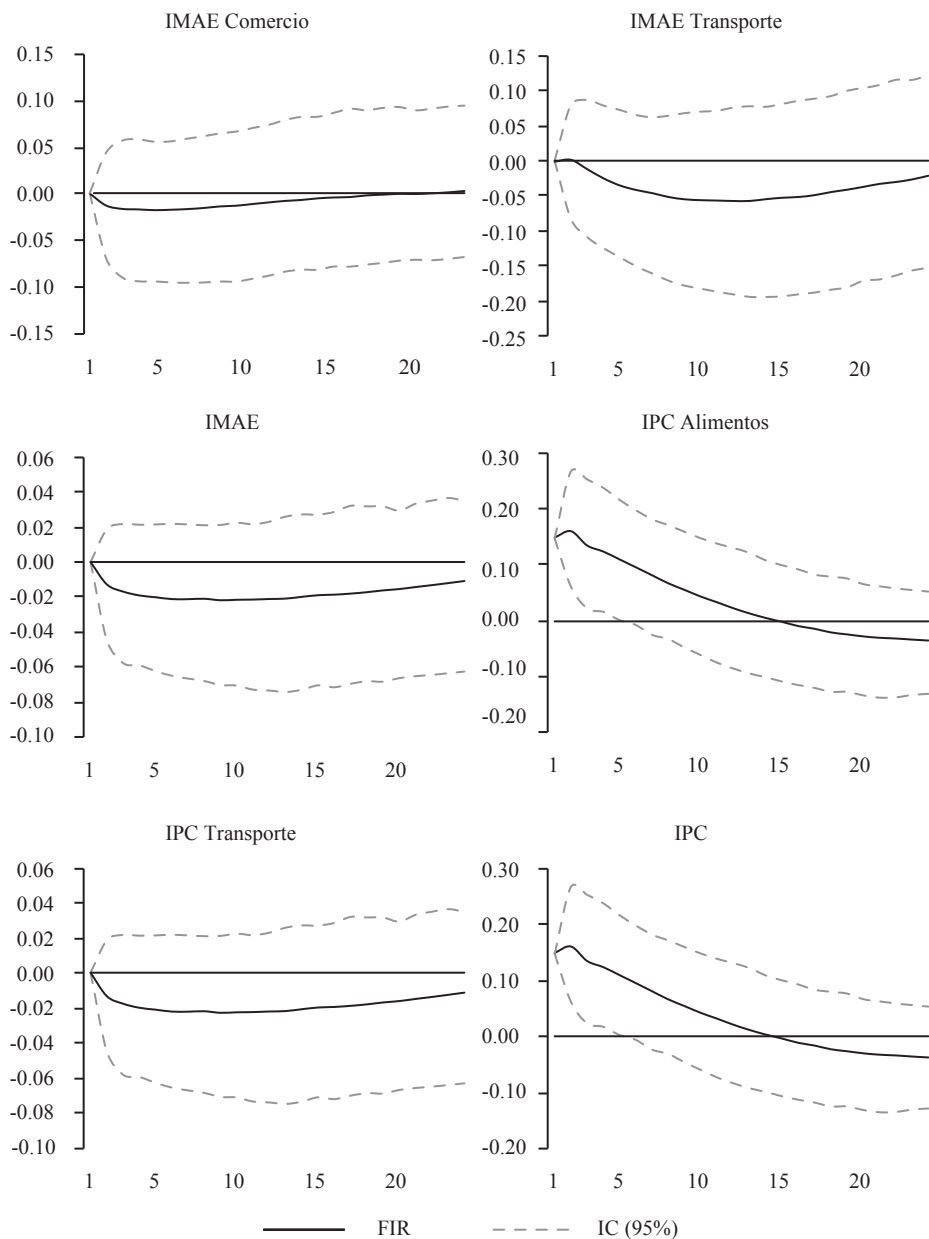
Tabla A1: Raíz del error cuadrático medio

Variable	Modelo	Modelo 1				Modelo 2				Modelo 3			
		h=1	h=3	h=6	h=12	h=1	h=3	h=6	h=12	h=1	h=3	h=6	h=12
	BVAR	0.40%	0.66%	1.21%	1.52%	0.35%	0.45%	0.65%	1.04%	0.29%	0.83%	1.42%	3.22%
IMAE	VAR	0.34%	0.72%	1.34%	1.41%	0.69%	0.96%	1.29%	2.32%	1.20%	2.83%	3.62%	5.48%
	RW	1.07%	1.05%	1.06%	1.40%	-	-	-	-	-	-	-	-
	BVAR	0.53%	1.24%	1.65%	1.52%	0.52%	1.27%	1.46%	1.59%	0.61%	1.61%	2.10%	2.67%
IPC	VAR	0.77%	1.69%	2.13%	2.72%	0.89%	1.45%	1.52%	2.99%	1.24%	3.08%	6.04%	9.90%
	RW	1.35%	1.76%	1.98%	1.82%	-	-	-	-	-	-	-	-

Fuente: Elaboración propia con base a estadísticas BCN.

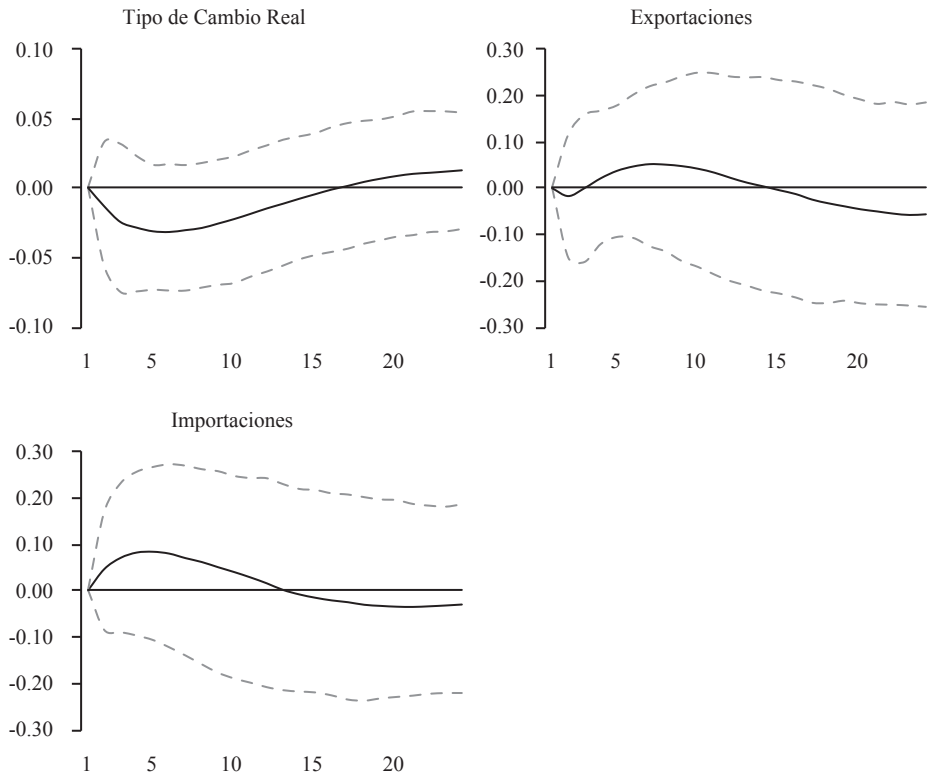
Gráficos A1: Choque de gasto corriente del gobierno

a) Respuesta de variables de precios y de actividad económica



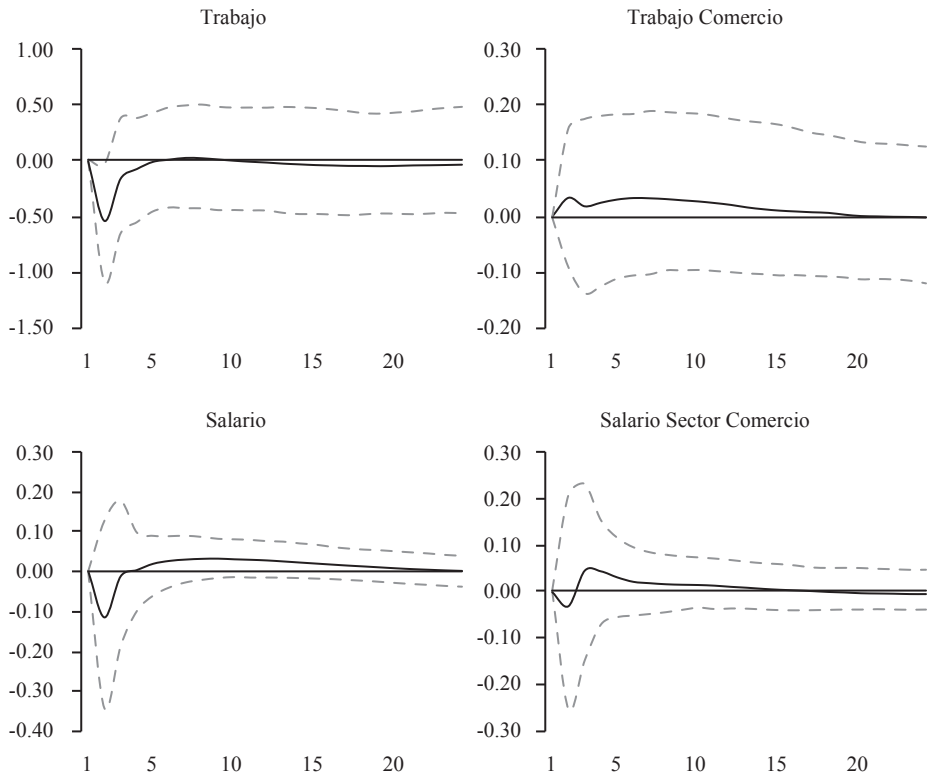
Fuente: Elaboración propia.

b) Respuesta de variables del sector externo



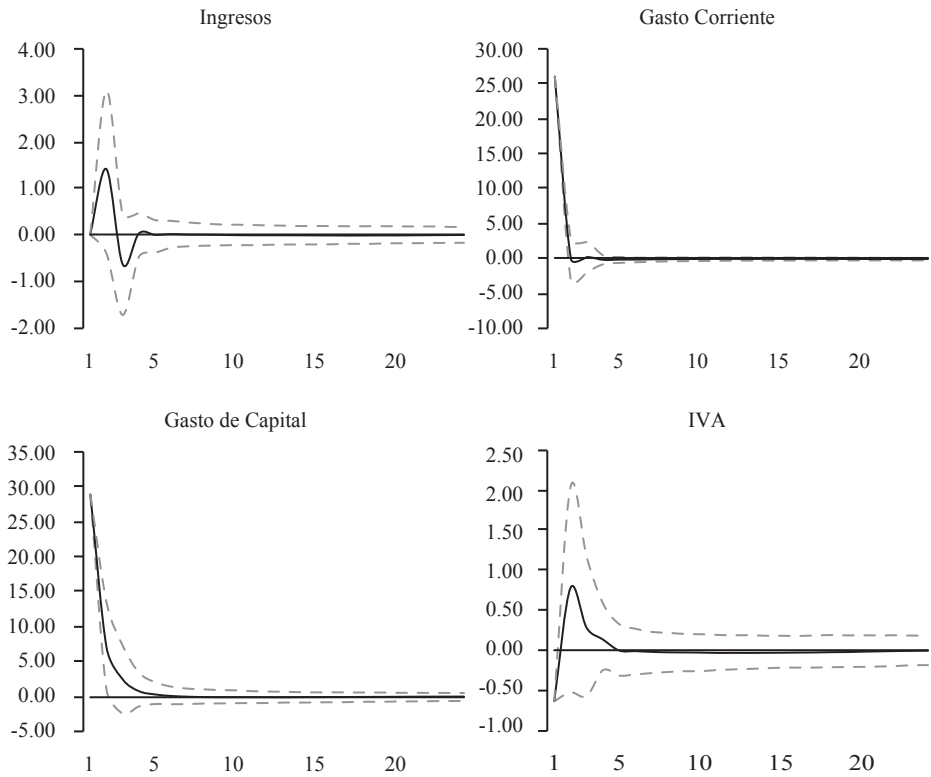
Fuente: Elaboración propia.

c) Respuesta de variables del mercado laboral



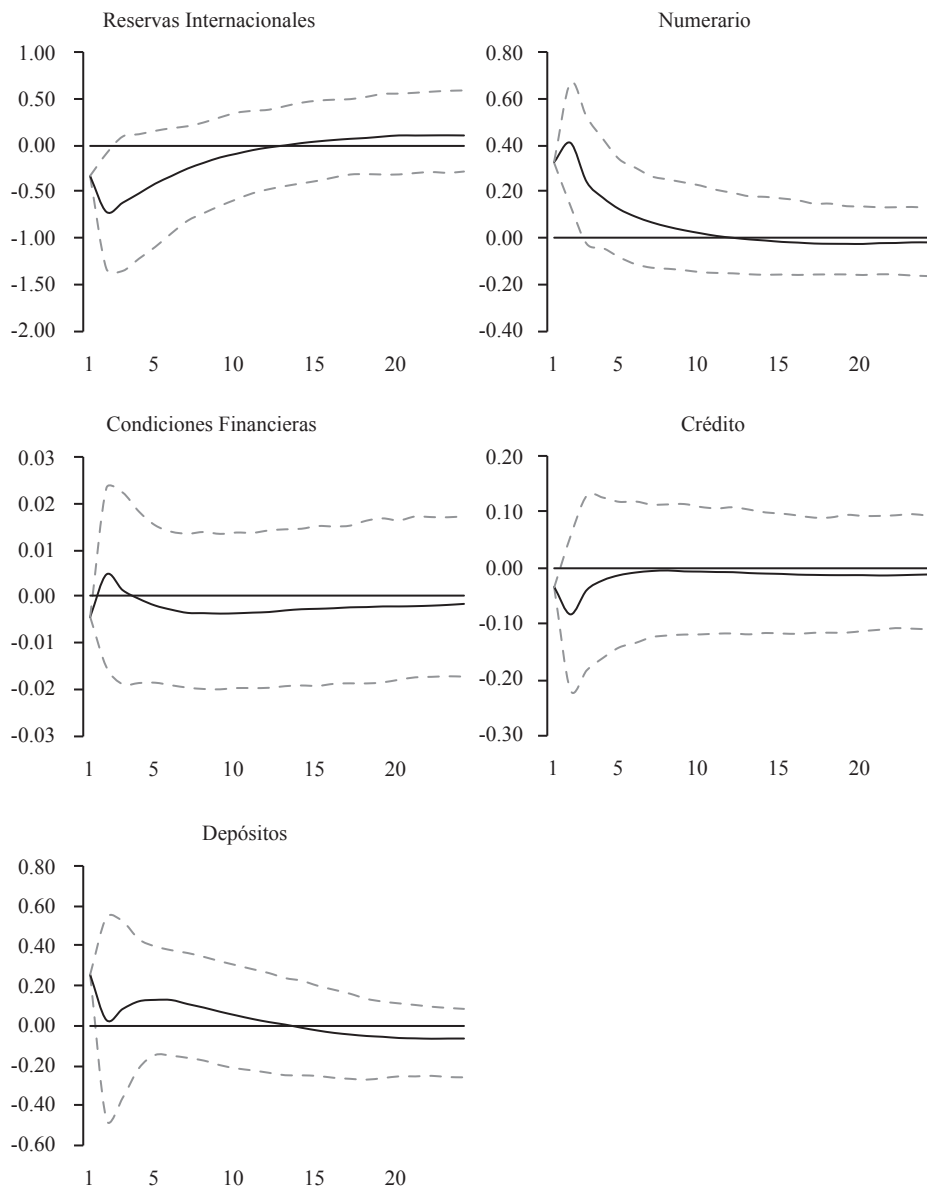
Fuente: Elaboración propia.

d) Respuesta de variables de gobierno



Fuente: Elaboración propia.

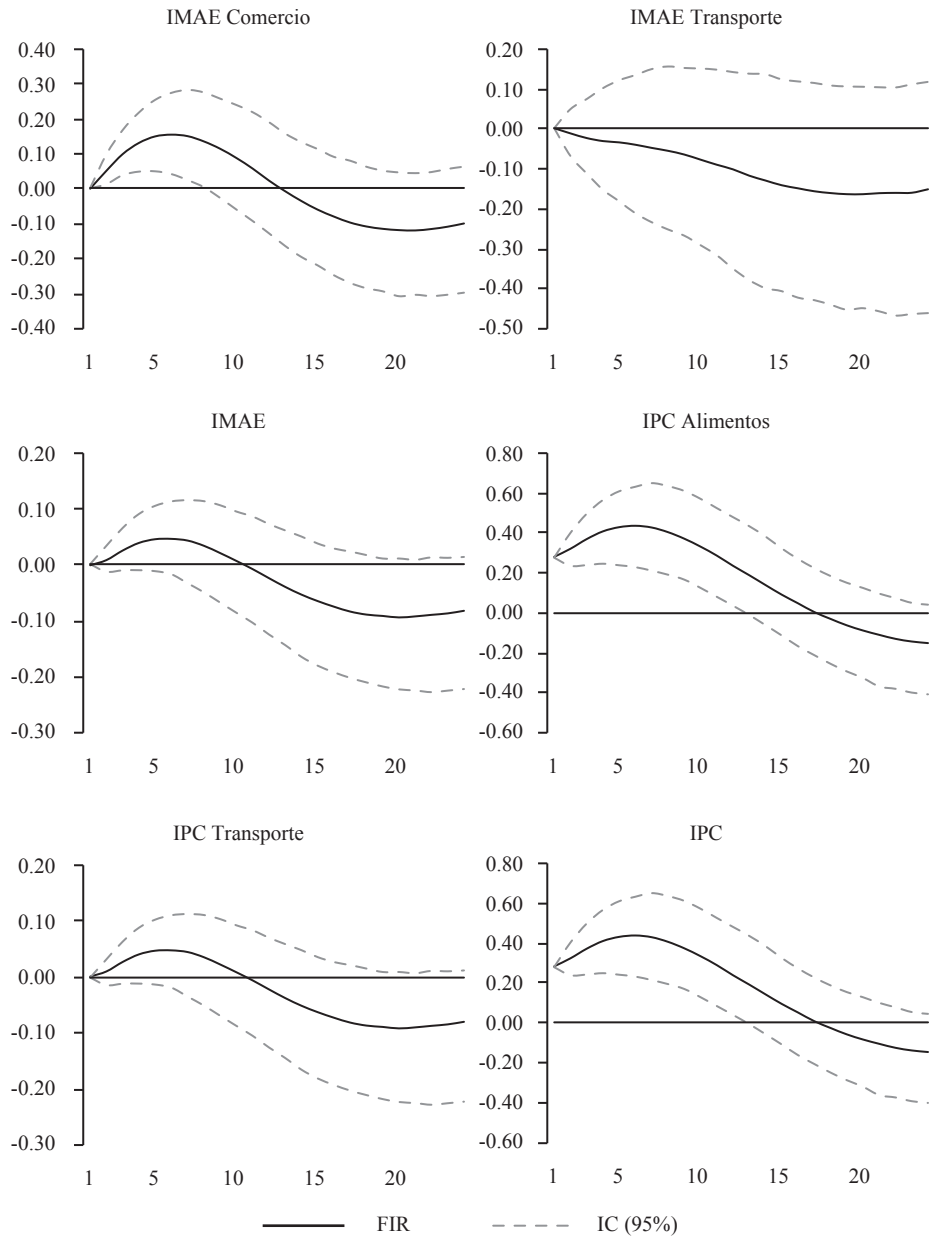
e) Respuesta de variables del sector monetario y financiero



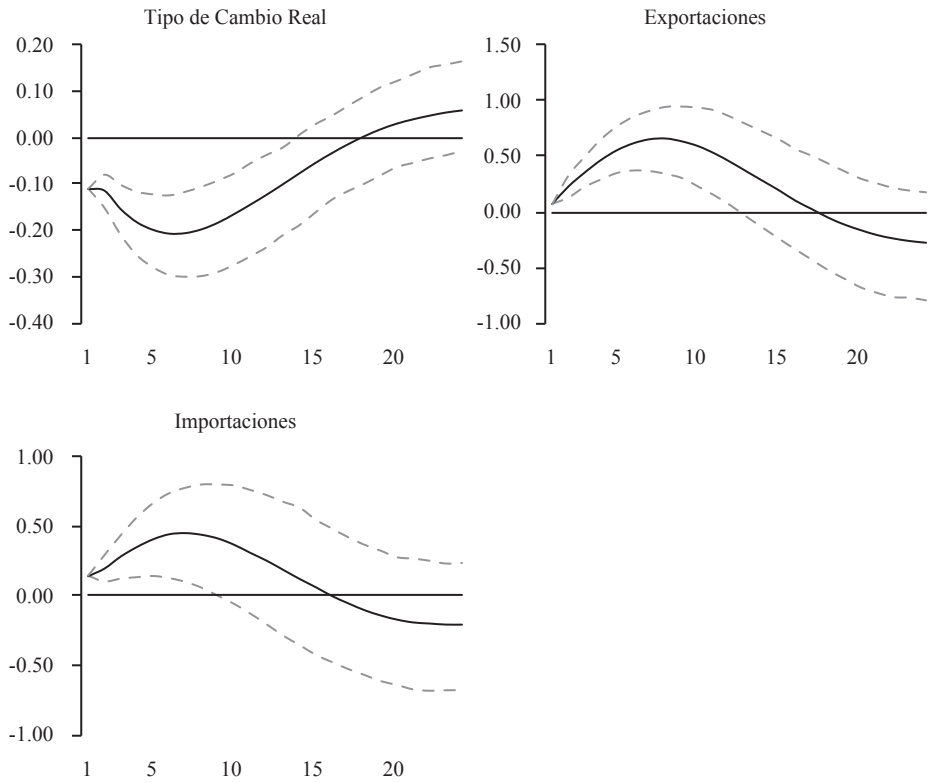
Fuente: Elaboración propia.

Gráficos A2: Choque de precios del petróleo

a) Respuesta de variables de precios y de actividad económica

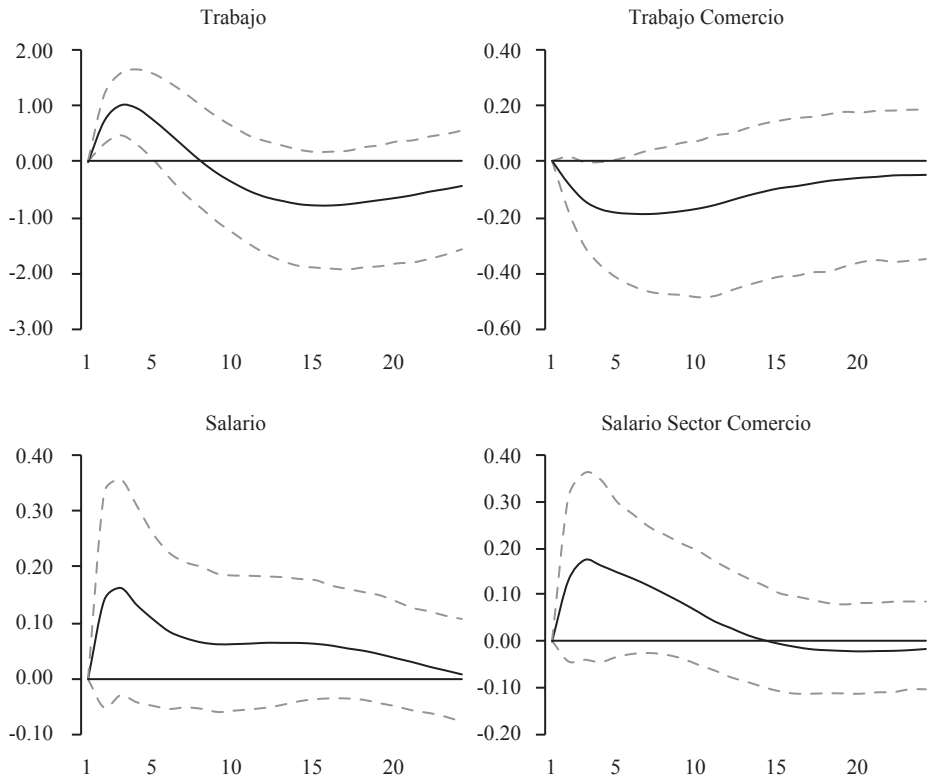


Fuente: Elaboración propia.

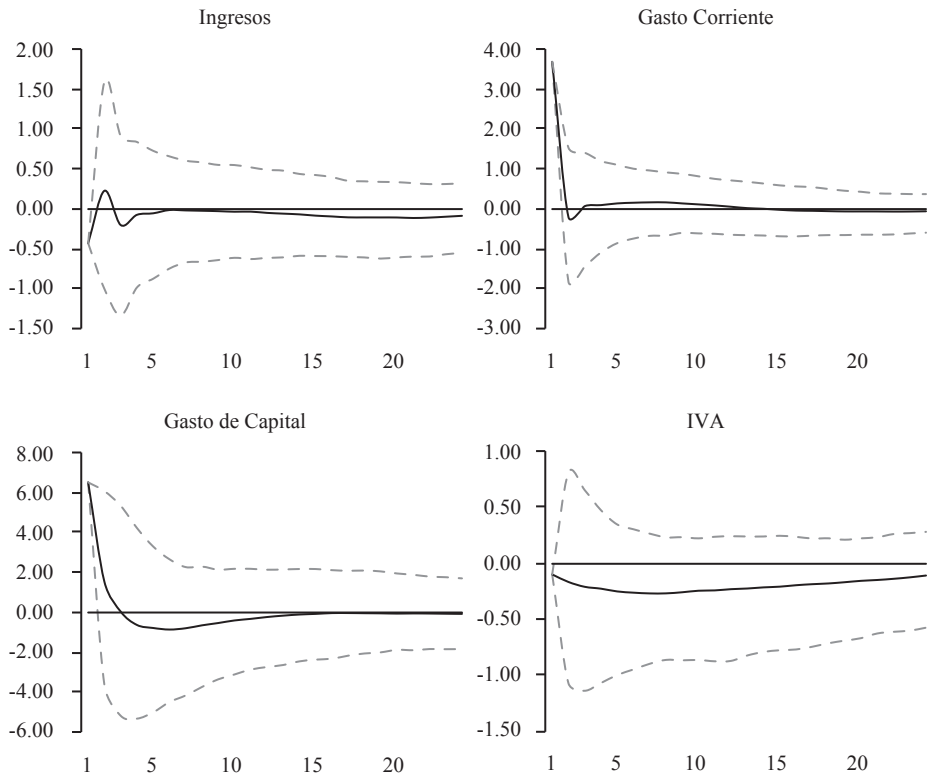
b) Respuesta de variables del sector externo

Fuente: Elaboración propia.

c) Respuesta de variables del mercado laboral

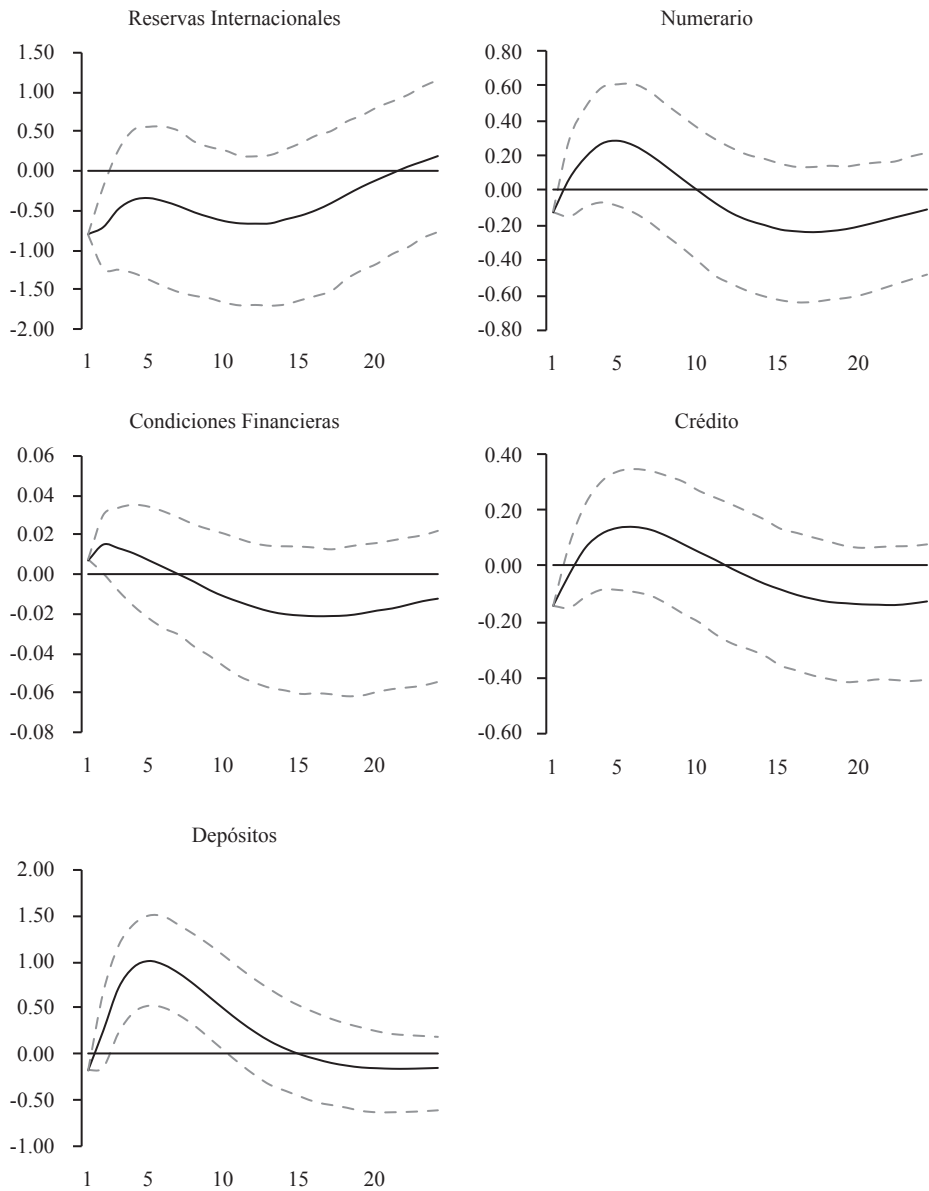


Fuente: Elaboración propia.

d) Respuesta de variables de gobierno

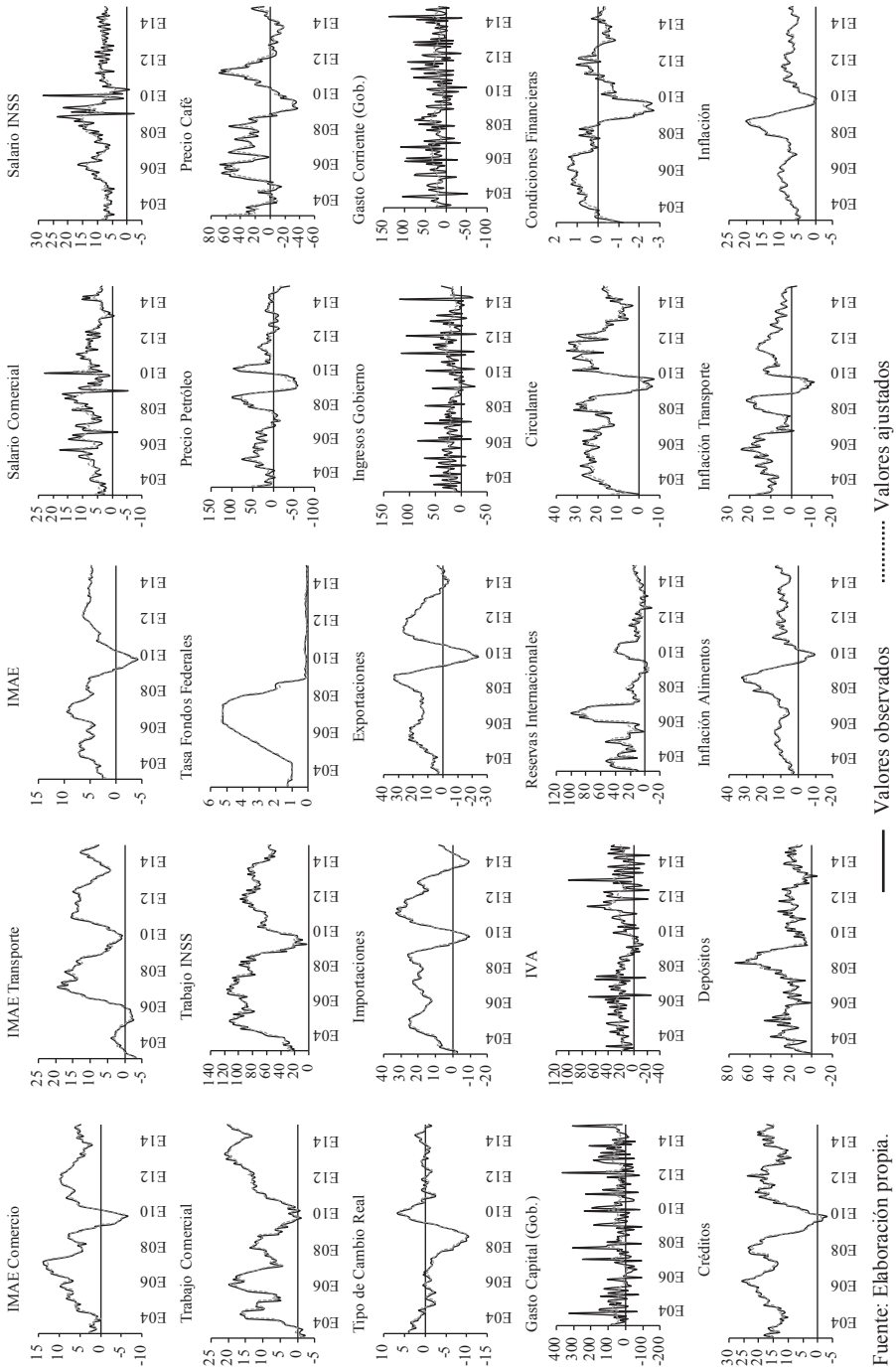
Fuente: Elaboración propia.

e) Respuesta de variables de gobierno



Fuente: Elaboración propia.

Gráficos A3: Ajuste dentro de muestra para las variables que componen el modelo 3



Fuente: Elaboración propia.

Choques externos y ciclos económicos en Nicaragua

*Harlan López Olivas y Juan Carlos Treminio **

Resumen

Este estudio presenta un modelo macro econométrico de corto plazo para el período 2006-2016, que permite apreciar los efectos de los choques externos sobre las principales variables macroeconómicas, particularmente el producto interno bruto (PIB), la inflación, las reservas internacionales netas y la tasa de interés. Para la estimación de los parámetros del modelo se utilizó la metodología de cointegración y de rezagos distribuidos, a fin de estimar por mínimos cuadrados ordinarios la relación de corto y largo plazo de cada ecuación del modelo. Los resultados de las simulaciones evidencian el importante papel de los choques externos sobre las fluctuaciones macroeconómicas de la economía doméstica.

Palabras claves: Modelo macro econométrico de corto plazo, cointegración, rezagos distribuidos, choques externos, Nicaragua.

Código JEL: E370, E320, E470.

* Los autores pertenecen a la División de Operaciones Financieras y a la División de Estudios Económicos. Los autores agradecen la colaboración de Flor de María Sarria en la elaboración de una versión previa de este documento. También agradecen los comentarios realizados por Ligia Gómez y Mario Aráuz. Para comentarios comunicarse a los correos: hlopez@bcn.gob.ni y jtreminio@bcn.gob.ni. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de los autores y no representa la posición oficial del BCN.

1. Introducción

El presente estudio genera un modelo macro econométrico trimestral de corto plazo para el período 2006 - 2016, que explica el impacto de los choques reales y su mecanismo de transmisión sobre el comportamiento de las principales variables macroeconómicas, mediante simulaciones de pronóstico para los años 2017 a 2019.

La estructura del modelo permite su aplicación al análisis de los efectos sobre la producción, la tasa de interés real y el tipo de cambio real que surgen de los choques externos. Lo anterior puede servir como un instrumento de apoyo a la programación monetaria, al proveer elementos analíticos que contribuyan a los objetivos fundamentales de política monetaria: estabilidad de precios y normal desenvolvimiento del sistema de pagos.

En la estimación de los parámetros del modelo se utilizaron las metodologías de cointegración y de rezagos distribuidos, para estimar por mínimos cuadrados ordinarios la relación de corto y largo plazo de cada una de las ecuaciones del modelo (Pesaran, M., Shin, Y. y Smith, R., 1996). Primero se realiza una simulación del escenario base del modelo, es decir, una proyección sin ningún tipo de choque, solamente el comportamiento tendencial del modelo. Luego se presentan los choques mencionados y se comparan con las proyecciones del escenario base.

En este ejercicio se identificó una función de reacción de las tasas de las letras del Banco Central de Nicaragua (BCN), que al responder a la tasa de interés internacional transmite el impacto de este choque sobre la acumulación de reservas internacionales netas. En las estimaciones no fue posible encontrar un impacto significativo de las tasas de las letras del BCN sobre las demás variables de la economía, al contrario de lo que sucede con la tasa de interés internacional.

El documento se estructura de la siguiente manera: en la segunda sección se hace una breve descripción teórica del modelo detallando las causalidades existentes entre las variables. En la tercera sección, se presenta la estructura del modelo, el cual está constituido por cuatro ecuaciones principales. En la cuarta sección, se muestran los efectos de choques de la tasa de devaluación cambiaria, la tasa de interés externa, los precios de exportación y el

crecimiento del producto de Estados Unidos (EE.UU.) sobre las variables domésticas. Por último, en la quinta sección se presentan las conclusiones del estudio.

2. Descripción del modelo

Se construyó un modelo macro econométrico de corto plazo en frecuencia trimestral, que incluye componentes de oferta y demanda agregada. Este modelo permite caracterizar los choques externos y simularlos con el objetivo de observar el impacto en las variables macroeconómicas más relevantes. El mismo consta de cuatro ecuaciones: 1) ecuación de tasa de interés del BCN, esta última aproximada por la tasa de rendimiento promedio ponderada de las letras del BCN^{1/}; 2) ecuación de inflación o curva de Phillips (Phillips, A. 1958); 3) ecuación de reservas internacionales netas (RIN); y 4) ecuación de demanda agregada o del PIB.

Dado que el país cuenta con un régimen cambiario de minidevaluaciones preanunciadas, se testeará si el comportamiento de la tasa de interés de las letras del BCN está afectada significativamente por el ritmo de minidevaluaciones. Asimismo, se realizarán pruebas estadísticas para mostrar si el modelo refleja las particularidades de la economía nicaragüense.

La construcción del modelo, está basado en los siguientes hechos estilizados de acuerdo a León, J., Muñoz, E., Rojas, M. y Saenz, M. (2004):

1. Un incremento de la tasa de interés doméstica derivado o no de la política monetaria de un Banco Central, genera por el lado de la demanda una disminución de las presiones inflacionarias. El incremento de la tasa de interés contrae el consumo, el gasto de gobierno y la inversión, generando una mejora de la cuenta corriente y una mayor acumulación de reservas internacionales netas, también beneficiadas por el diferencial positivo entre la tasa de interés interna y la tasa de interés externa.

1/ A esta ecuación se le conoce en la literatura como función de reacción de los bancos centrales o regla de Taylor. La literatura sugiere que existe una relación significativa entre esta tasa de interés y la actividad económica, especialmente en regímenes con metas de inflación.

2. Una caída del ritmo de devaluación cambiaria reduce la inflación importada, debido a que el traspaso de precios no se realiza instantáneamente. En primer lugar se origina una apreciación del tipo de cambio real, eso provoca un aumento del déficit de cuenta corriente y una reducción de la acumulación de reservas internacionales. Una vez que el tipo de cambio real se ajuste a la nueva paridad cambiaria, se observaría una aminoración de estos resultados.
3. La tasa de interés de los instrumentos de un banco central con régimen de tipo de cambio fijo, está afectada positivamente por la tasa de interés externa, a fin de mantener el equilibrio en el mercado de divisas.

3. Estructura del modelo macroeconómico

3.1. Ecuación de tasa de interés del BCN

La política monetaria se define como la acción emprendida por las autoridades monetarias para cambiar la cantidad, la disponibilidad o el costo del dinero, con el objetivo de contribuir a lograr algunos de los objetivos básicos de la política económica (Cuadrado, J., Mancha, T. Villena, J., Casares, J. González, M., Marín, J. y Peinado, M. 2007). Estos autores manifiestan que dentro de los principales objetivos que persigue la política monetaria, sobresale la estabilidad de precios, el impulso al crecimiento económico, así como también el equilibrio externo.

En Ley Orgánica del Banco Central de Nicaragua se establece legalmente como objetivo del BCN la estabilidad de la moneda nacional y el normal desenvolvimiento de los pagos internos y externos (La Gaceta, 1960). Dado el régimen cambiario existente (*crawling peg*) y la adopción de una meta cambiaria como ancla nominal de precios, el BCN tiene como objetivo intermedio la estabilidad del régimen cambiario y como objetivo operativo la acumulación de reservas internacionales (Clevy, J. 2011).

La reacción del BCN a las desviaciones de las variables que tiene como meta, se denomina función de reacción en la literatura macroeconómica y describe la forma de cómo la autoridad monetaria utiliza sus instrumentos

de política para la consecución de su objetivo final, la estabilidad de precios y el normal desenvolvimiento de los medios de pagos (Taylor, J. 1993).

La literatura es amplia respecto al rol de la política monetaria, se debate si debe responder a una regla monetaria^{2/} y reducir la discrecionalidad en su actuación. Lo anterior evitaría la posibilidad de sorprender a los agentes económicos, fortaleciendo su confianza y credibilidad en la autoridad monetaria (Kydland, F. y Prescott, E. 1977). Algunos economistas (Friedman, M. y Schwartz A. 2008) plantean que los bancos centrales deberían guiarse por una regla de k por ciento, según la cual, la cantidad de dinero debe crecer en forma constante para garantizar un crecimiento bajo y estable en el nivel de precios. En la práctica, la mayoría de los bancos centrales no basan su política en un objetivo de oferta monetaria, sino en el ajuste en las tasas de interés nominales a corto plazo en función de perturbaciones de diversos tipos.

La macroeconomía propone una regla sencilla en relación con la tasa de interés, formada por dos elementos (Taylor, J. 1993). El primer elemento, establece que la tasa de interés nominal crezca con la inflación en una proporción mayor que uno por uno. El segundo elemento, define que la tasa de interés se reduzca cuando la producción se sitúe por debajo de la tendencia de largo plazo y aumente cuando aquella se encuentre por encima. La regla propuesta por Taylor es lineal respecto a la inflación y al producto.

Existen fuertes discusiones sobre la aplicación de dicha regla, lo que ha llevado a modificaciones y adaptaciones de acuerdo a cada país. Levin, A., Wieland, V. y Williams, J. (1999) propusieron una modificación consistente en incorporar un elemento de inercia en la tasa de interés nominal. También es posible incorporar el tipo de cambio nominal considerando su relevancia en economías pequeñas y abiertas (Ball, L. 1999).

El uso de funciones de reacción es común en países con un régimen cambiario de metas de inflación; sin embargo, existe evidencia empírica de

2/ Fórmula que aplican los bancos centrales cada período, pero que prevalece por un largo tiempo.

países que han adaptado la regla de Taylor cuando persiguen un objetivo cambiario. A nivel centroamericano existen modificaciones para el caso de Costa Rica, mediante la adaptación de la regla de Taylor a un régimen cambiario de minidevaluaciones preanunciadas (Muñoz, E. y Saenz, M. 2003). Los resultados reflejan que la tasa de interés del Banco Central de Costa Rica reacciona cuando la inflación supera la meta, cuando el producto se desvía del potencial o cuando las reservas internacionales se alejan de los niveles esperados. A mediano plazo, se observa que la tasa de interés responde a variaciones en la tasa de interés internacional y a la tasa de devaluación cambiaria.

También existen modificaciones para el caso de Chile en el período 1990-1999 (Céspedes, L. y Soto C. 2005), las cuales se caracterizan por un horizonte de política de corto plazo, con un tipo de cambio dirigido y con un objetivo de cuenta corriente. De esta forma, la variación de la tasa de interés de política del Banco Central de Chile queda expresada en función de su tasa de interés neutral y de las desviaciones con respecto a la meta de inflación, producto y tipo de cambio nominal.

En esta sección se empleará la metodología propuesta por Muñoz, E. y Sáenz, M. (2003), para modelar una especificación que permita identificar las variables a las que responde la tasa de interés de colocación de letras del BCN. Debido a que bajo el período muestral del estudio de Costa Rica tenía el mismo régimen cambiario actual de Nicaragua. Adicionalmente, ambos países persiguen los mismos objetivos de política: estabilidad de precios y normal desenvolvimiento de los pagos internos y externos.

3.1.1. Descripción de los datos

Las variables a considerar en la estimación de la ecuación de tasa de interés del BCN son las siguientes:

Tasa de interés del BCN (letras): Se utiliza la tasa de rendimiento ponderado por monto de las colocaciones de letras del BCN. Esta es la variable dependiente, de la que se espera determinar los factores que impactan su comportamiento.

Crecimiento del PIB real (Δy): El crecimiento de la economía se aproxima por la variación anual del PIB real. Se espera que la tasa de interés del BCN se incremente cuando la economía crezca por encima de su tendencia.

Crecimiento de las RIN (Δr_{in}): Esta variable se mide como la variación anual de las reservas internacionales netas del BCN. Aumentos en la acumulación de reservas internacionales netas podrían crear presiones hacia la baja en la tasa de interés, ya que la necesidad de colocación de letras disminuye.

Tasa efectiva de los fondos de la Reserva Federal ($fedrate$): Para esta variable se emplea la tasa de interés externa $fedrate$, dado el grado de dolarización de la economía nicaragüense. La tasa de interés de las letras se incrementaría ante un aumento de la tasa de interés externa. Esto para evitar pérdidas de reservas asociadas a la salida de capitales en busca de una mayor rentabilidad en el exterior.

Tasa de devaluación cambiaria (Δe): La tasa de devaluación se mide como la variación anual del tipo de cambio nominal oficial. Un aumento de la tasa de devaluación generaría menores presiones a la salida de capitales y aumenta el retorno de los activos domésticos. Se espera un efecto positivo de la devaluación sobre la tasa de interés de las letras del BCN.

Tasa de inflación (Δcpi): La inflación se mide como la variación anual del índice de precios al consumidor (IPC). Un aumento de la inflación podría llevar a un incremento de las tasas de interés del BCN para disminuir la pérdida de retorno real de las letras.

3.1.2. Estimación

El método de estimación seguido es el de rezagos distribuidos finitos (Wooldridge J. 2015), donde es posible obtener la dinámica de corto y largo plazo de la tasa de interés de las letras ante variaciones en las variables independientes.

Al realizar la estimación, la variable de crecimiento del PIB real resultó ser no significativa, por lo que se retiró de la ecuación de tasa de interés

del BCN. Las variables tipo de cambio nominal, inflación y reservas internacionales netas se mostraron con signos contrarios a los esperados según la teoría, por lo tanto se excluyeron de la estimación. Finalmente, la tasa de interés de las letras quedó en función de la tasa de interés externa, siendo algo que la teoría toma en consideración, la ecuación de paridad de tasa de interés.

El ajuste de la regresión especificada es del 97 por ciento con un error estándar de 0.48, la variable explicativa tasa de interés externa tiene el signo esperado y es significativa a un nivel del 95 por ciento.

Tabla 1. Estimación ecuación de tasas de letras

Letras	Coefficiente	Estadístico t
Constante	0.074638	0.52846
letras(-1)	0.981220***	26.02552
fedrate	0.032595	0.492944
dummy 07iv	-2.140113***	-3.92909
dummy 09iii	-2.840470***	-4.933383
dummy 09iv	-2.487588***	-4.607676
dummy 10iii	-1.934538***	-3.694693
dummy 08i	1.631934***	3.07411
dummy 13iii	1.201067**	2.289073
dummy 15iv	-1.007597*	-1.922229
R2 ajustado		0.970682
Criterio de Schwarz		2.209249
Estad. Durbin-Watson		2.189066

Fuente: Elaboración propia.

La dinámica de corto plazo indica que el impacto de la tasa de interés de la Reserva Federal (FED) es fuerte y de forma contemporánea. La estimación indica que un aumento de 1 punto porcentual en la tasa de interés de la FED genera un aumento de cerca de 0.03 puntos porcentuales en la tasa de interés de las letras del BCN en el mismo trimestre.

En base a los resultados se puede expresar el modelo de acuerdo a sus propensiones a largo plazo, observándose que existe un traspaso completo de la fedrate a la tasa de las letras:

$$\text{letras} = 3,97 + 1,74 * \text{fedrate} \quad (1)$$

La inspección al comportamiento de los residuos indica que siguen una distribución normal, no están correlacionados, presentan homocedasticidad y la especificación del modelo es adecuada si se toma como referencia el *test* de Ramsey.

Tabla 2: Residuos ecuación de tasa de interés de letras

Test	Nombre del test	Valor crítico	Resultado
Normalidad	Jarque Bera	0.25	Normalidad
Autocorrelacion	Breusch-Godfrey	1.44	Ausencia de correlación
Heterocedasticidad	Breusch-Pagan-Godfrey	5.4	Homocedasticidad
Especificación	Ramsey	0.71	Buena especificación

Fuente: Elaboración propia.

Al analizar la estabilidad, el modelo resulta ser globalmente estable en el período de análisis considerado, demostrado a través de los *tests* de Cusum y Cusum Cuadrado. Sin embargo, el *test* de los coeficientes recursivos presenta una menor estabilidad.

3.2. Ecuación de inflación

Existe una relación positiva entre la inflación y el producto. Un aumento del producto, por encima de su tendencia, es indicador de presiones de demanda y una señal para que las autoridades adopten acciones de política para contener las presiones inflacionarias; de manera análoga, una caída del producto, por debajo de su tendencia, tiene el efecto opuesto sobre la inflación.

Debido al rezago que existe entre el momento en que se adoptan las acciones de política y cuando se observan sus resultados en la inflación, el desarrollo de indicadores de presiones inflacionarias, como el crecimiento del producto por encima de su tendencia, juega un rol importante en la guía de política monetaria para alcanzar la estabilidad de precios.

La amplia aceptación de la curva de Phillips se debe a la posibilidad de adaptarla a diversas teorías acerca de la inflación, tales como la teoría sobre las presiones por demanda y costos. Con el fin de hacerla más asequible

a los encargados de política, la curva se transformó de una ecuación con cambio en salarios, a una ecuación con cambio en los precios, bajo el supuesto de que estos últimos se fijan en función de los costos laborales. De esta manera, con base en la pendiente de la curva de Phillips es posible derivar el nivel de desempleo compatible con una meta de inflación dada.

El dilema entre inflación y desempleo depende de las expectativas sobre la inflación que se forman los agentes económicos. La inflación será estable sólo cuando el desempleo observado sea igual que la tasa natural, mientras que el costo de mantener una tasa de desempleo inferior a ella sería una inflación creciente. Este resultado modificó la interpretación tradicional de la disyuntiva entre inflación y desempleo que se tenía en ese momento. En la misma se establece que las autoridades podrían seleccionar una tasa de desempleo permanentemente menor a la tasa natural a costa de una inflación más alta pero estable. Sin embargo, dinámicamente el principio acelerador de la inflación ocasiona que en el largo plazo no exista esa disyuntiva, porque la inflación no solo será alta sino que se acelerará como resultado del proceso continuo de modificación de las expectativas del público. Esto tiene implicaciones de política económica: la curva de Phillips vertical de largo plazo reduce severamente las opciones de política de las autoridades, ya que la política monetaria por sí sola no puede determinar la tasa natural de desempleo.

La crítica de las expectativas adaptativas sugiere que el mercado de trabajo siempre se encuentra en pleno empleo y los agentes económicos usan toda la información a su disposición (Lucas, R. y Sargent, T. 1981), las presiones de demanda se definen en términos de la brecha en el desempleo y se reconoce el hecho de que las fluctuaciones económicas responden tanto a cambios en la demanda como en la oferta. En 1962, Okun introduce en la curva de Phillips la idea de la brecha de producto, en lugar de la brecha de desempleo basado en la causalidad teórica entre ambas (Okun, A.1962).

La nueva curva implica que la inflación es mayor que la esperada cuando el producto observado es mayor que su nivel de pleno empleo (Larraín, F. y Sachs, J. 2002). Por tanto, los agentes forman su expectativa de precios con

base en una conjetura abstracta sobre la posición de la curva de demanda agregada en el próximo período.

La curva de Phillips ha generado fuertes polémicas tanto a nivel conceptual como empírico. A nivel conceptual se le ha desacreditado porque supone que la inflación es enteramente un proceso que mira hacia adelante, lo cual implica que una economía puede alcanzar la desinflación sin la necesidad de que el banco central provoque una recesión. Esta conclusión entra en conflicto con la evidencia empírica de la pérdida de producto asociada con la desinflación (Galí J., Gertler M. y López-Salido D. 2005). Por otra parte se le cuestiona teóricamente porque no logra explicar la baja inflación que acompañó el buen desempeño de EE.UU. a finales de los noventa.

3.2.1. Descripción de los datos

Los datos de frecuencia trimestral que se usaron en esta estimación fueron las siguientes:

- **Precios (cpi):** El nivel de precios fue aproximado usando el índice de precios al consumidor (IPC).
- **Producción (y):** Para medir la producción se usó las cifras de PIB real.
- **Precios externos (pm):** Como referencia de precios externos se usa el índice de precios en dólares de las importaciones.
- **Tipo de cambio nominal (e):** la variable utilizada fue la paridad oficial del córdoba respecto al dólar.

3.2.2. Estimación

La estimación se realizó a través de la metodología de rezagos distribuidos. La ecuación estimada utiliza los rezagos de las principales variables explicativas como lo son: el tipo de cambio nominal, los precios de las importaciones, el PIB real y los rezagos de la misma inflación. De esta estimación se puede observar las elasticidades de corto y largo plazo de estas variables sobre los precios.

Tabla 3: Ecuación de Inflación

log(cpi)	Coefficiente	Estadístico t
Constante	-0.880107***	-4.524456
log(e)	0.141429***	2.774316
log(pm)	0.068227***	6.385828
log(y)	0.097613***	4.116375
log(cpi(-1))	0.819657***	28.58718
@seas(1)	0.007003***	3.544077
R2 ajustado		0.999456
Criterio de Schwarz		-7.321339
Estad. Durbin-Watson		2.536649

Fuente: Elaboración propia.

La ecuación estimada cumple con los requisitos del modelo clásico: normalidad de los residuos, ausencia de autocorrelación de los errores, homocedasticidad y ausencia de quiebre estructural.

Tabla 4: Residuos ecuación de inflación

Test	Nombre del test	Valor crítico	Valor p
Normalidad	Jarque Bera	1.79	0.41
Autocorrelacion	Breusch-Godfrey	1.23	0.27
Heterocedasticidad	Breusch-Pagan-Godfrey	14.15	0.51
Especificación	Ramsey	1.23	0.33

Fuente: Elaboración propia.

La estimación permite obtener una relación de largo plazo entre la inflación y sus variables explicativas. Según ésta, un aumento de 10 por ciento en el precio de las importaciones lleva a un incremento de precios de 0.38 por ciento. Por otro lado, un aumento de 1 por ciento del PIB real lleva a un incremento de precios de 0.54 por ciento. Finalmente, la elasticidad de largo plazo entre el tipo de cambio nominal y el nivel de precios es de 0.78.

$$\log(p) = -4,88 + 0,78 * \log(e) + 0,38 * \log(pm) + 0,54 * \log(y) \quad (2)$$

3.3. Ecuación de reservas internacionales

Las reservas internacionales son fundamentales para atenuar los choques reales de la economía mediante el mantenimiento de la estabilidad del régimen cambiario operante en el país. La estabilidad del régimen cambiario permite anclar las expectativas de inflación de los agentes económicos y el normal desenvolvimiento de los pagos internos y externos, lo cual tiene efectos positivos sobre la inversión y el consumo.

La especificación de la ecuación de reservas internacionales depende del saldo de la cuenta corriente y del saldo de la cuenta de capitales (Muñoz, E. y Saenz, M. 2003). Los determinantes de la cuenta corriente son el tipo de cambio real y la tasa de interés de las letras del BCN por su posible efecto sobre el comercio exterior y la actividad económica. Por su parte, el determinante del saldo de la cuenta de capitales lo constituye el diferencial de la tasa de interés doméstica frente a la tasa de interés externa por su efecto sobre los flujos de capitales.

Una depreciación del tipo de cambio real genera una mejora en la cuenta corriente, debido a que incentiva el sector exportador (abaratando el precio de los bienes exportables para los compradores externos) y disminuye las importaciones (encarece los bienes importables para los compradores nacionales). La mejora en la cuenta corriente produce por esta vía una mayor acumulación de reservas internacionales.

Un incremento de la tasa de interés disminuye la absorción interna (la suma del consumo, inversión y gasto) incentivando el ahorro y mejorando de esta forma el saldo de la cuenta corriente. Por su parte, un aumento en el diferencial de la tasa de interés nacional con respecto a la tasa externa incentiva la entrada de capitales generando una mayor acumulación de reservas internacionales y mejorando la posición de la cuenta de capitales.

3.3.1. Descripción de los datos

- **Reservas internacionales netas (rin):** Se utilizan las reservas internacionales netas, las cuáles están medidas en millones de dólares.

- **Tasa de letras (letras):** la variable utilizada es el promedio ponderado por monto de las tasas de las letras del BCN.
- **Tasa de la Reserva Federal (fedrate):** Se usa la tasa de fondos efectiva, la cual es calculada como una tasa promedio ponderada por monto de las transacciones overnight de instrumentos de la FED.
- **Términos de intercambio (ltot):** Definida como el logaritmo de la razón de precios de exportación y precios de importación.

3.3.2. Estimación

El modelo estimado es el siguiente:

Tabla 5: Ecuación de las RIN

log(rin)	Coefficiente	Estadístico t
Constante	-1.973009	-1.255693
log(rin(-1))	0.913338***	22.79461
letras(-1)	0.009870**	2.40542
fedrate(-2)	-0.033410**	-2.493872
rer(-3)	0.742232	1.619856
ltot(-1)	0.228577*	1.934123
R2 ajustado	0.988246	
Criterio de Schwarz	-3.451175	
Estad. Durbin-Watson	1.493371	

Fuente: Elaboración propia.

Las propensiones o elasticidades de largo plazo de las variables se muestran en la siguiente ecuación:

$$\log(\text{rin}) = -22,77 + 0,11 * \text{letras} - 0,39 * \text{fedrate} + 8,56 * \text{rer} + 2,64 * \log(\text{tot}) \quad (3)$$

Un aumento de 1 por ciento de los términos de intercambio lleva en el largo plazo a un aumento de 2.64 puntos porcentuales en el nivel de reservas. Asimismo, un aumento de 1 punto porcentual de las letras del BCN lleva a un aumento en las reservas de 0.11 puntos porcentuales. También el tipo de cambio real tiene un fuerte efecto positivo sobre el movimiento

de las reservas internacionales, un aumento de 1 por ciento del tipo de cambio real genera un aumento de 8.56 puntos porcentuales en las reservas internacionales. Al contrario, la tasa de interés externa, medida como la tasa efectiva de la FED, tiene un efecto negativo y significativo sobre las reservas internacionales.

3.4. Ecuación de demanda agregada

El comportamiento del producto y desagregación de sus componentes temporales y permanentes son importantes en el estudio y pronóstico de la inflación. Esto se popularizó con la introducción de la regla de Taylor (Taylor, J. 1993), que describe de forma práctica el comportamiento de la política monetaria de los EE.UU. en la década de los años ochenta, la que estuvo caracterizada por la tendencia a elevar la tasa de interés cuando la inflación estaba por encima de la meta de la FED y cuando la brecha del producto era positiva.

Dado que el principal objetivo de la mayoría de los Bancos Centrales es la estabilidad de precios, el estudio del comportamiento del producto, especialmente las variables que lo determinan, es esencial para el diseño y ejecución de la política monetaria (Fuentes, R., Gredig, F. y Larraín, M. 2008).

La dinámica del producto depende de los choques reales o nominales que golpean la economía de forma transitoria o permanente, esto tiene relación con la teoría de los ciclos económicos (Montenegro, R. 2015). En el corto plazo, el comportamiento de la serie de producto, asociado al componente irregular de la serie, está ligado a la flexibilidad de precios, mientras que en el largo plazo, el comportamiento de la serie, asociado a su componente tendencial, está asociado a su crecimiento potencial o de estado estacionario, el cual señala la dirección a la que se dirige la economía en el futuro, bajo ausencia de choques.

Ahora bien, en el caso de una economía como la nicaragüense, pequeña, abierta y en desarrollo, existen variables domésticas y externas que afectan directa e indirectamente la tasa de crecimiento del producto. Entre las

variables que determinan el comportamiento del producto se encuentran: los precios de las exportaciones e importaciones, la producción mundial o de los principales socios comerciales, la tasa de interés relevante y el tipo de cambio real. Asimismo, la tasa de crecimiento del producto presenta cierto comportamiento inercial, que surge tanto por la hipótesis de persistencia de hábitos en las preferencias del consumidor como por la existencia de rigideces de precios (Galí, J. y Monacelli, T. 2005).

La importancia del producto externo en el comportamiento del producto nacional sugiere que el ciclo económico internacional es relevante en el comportamiento del producto doméstico. Un incremento de la actividad económica externa está asociado a un incremento de la demanda externa, lo que afecta positivamente a la actividad económica del país mediante una mejora en las exportaciones y un mayor ingreso de remesas del exterior.

Con respecto a la tasa de interés doméstica, una disminución de ésta afecta la demanda agregada a través del consumo y la inversión. El efecto neto de un aumento en el consumo sobre la demanda agregada es positivo, ya que el impacto del consumo total sobre la demanda agregada es mayor que el incremento de las importaciones netas (Krugman, P., Obstfeld, M. y Melitz, M. 2012). Por lo anterior, se espera que el signo del coeficiente de la tasa de interés sea negativo en la ecuación del producto.

Los precios de las exportaciones tienen un efecto positivo sobre el producto. El aumento en el precio de estos bienes lleva a una entrada de divisas al país, las que generan un incremento de la absorción interna. Por su parte, los precios de las importaciones tienen un efecto negativo por la misma razón.

Una devaluación del tipo de cambio real de la moneda significa un abaratamiento de los productos domésticos para el mercado externo y un encarecimiento de las importaciones. Esto debería generar un efecto positivo sobre la brecha comercial y el PIB. No obstante, la devaluación real puede tener el efecto contrario sobre el consumo, porque reduce el poder adquisitivo de los agentes económicos. Asimismo, la inversión puede verse perjudicada porque se encarecen los bienes para la inversión.

Dado esto, una devaluación del tipo de cambio real podría tener efectos negativos sobre la actividad económica.

3.4.1. Descripción de los datos

Las variables en frecuencia trimestral que se emplean en el modelo son:

- **Producción (y):** la variable de producción se mide por el PIB real base 2006.
- **Demanda externa (ye):** Para la cual se toma como *proxy* el PIB real de los EE.UU. Se espera un efecto positivo y significativo de esta variable sobre la producción doméstica.
- **Tasa de interés relevante (fedrate):** Se toma como referencia la tasa de interés efectiva de la Reserva Federal. Al ser la economía altamente dolarizada se toma esta tasa de política como referencia. Se espera un efecto negativo y significativo de esta tasa sobre la producción interna.
- **Tipo de cambio real (rer):** esta variable esta construida con los índices de precios al consumidor de Nicaragua y EE.UU. Un aumento del tipo de cambio real significa una depreciación real de la moneda doméstica.

3.4.2. Estimación

La metodología de estimación utilizada es la de cointegración, a través de una especificación de cambios y niveles (Pesaran, M., Shin, Y. y Smith, R. 1996). Esta metodología permite introducir la especificación de largo plazo dentro de la estimación de corto plazo. La estimación de largo plazo se deriva suponiendo que todas las variables alcanzan su estado estacionario, por lo que las variables en cambios son iguales a cero.

El modelo estimado es el siguiente:

Tabla 6: Estimación ecuación de producción

$\Delta \log(y)$	Coefficiente	Estadístico t
Constante	-4.402254***	-3.617651
$\log(y(-1))$	-0.357983***	-3.65385
$\log(px(-1))$	0.051466***	2.988175
$\log(ye(-1))$	0.779882***	3.378694
$fedrate(-1)$	-0.003718*	-1.804145
$rer(-1)$	0.12576	1.522794
@seas(1)	-0.092554***	-17.19645
@seas(2)	-0.052549***	-11.51872
@seas(3)	-0.020850***	-4.345342
R2 ajustado	0.963075	
Criterio de Schwarz	-5.917693	
Estad. Durbin-Watson	2.392148	

Fuente: Elaboración propia.

Dado lo anterior, la ecuación de largo plazo puede ser escrita de la siguiente forma:

$$\log(y) = -12,30 + 0,14 * \log(px) + 2,18 * \log(ye) - 0,01 * fedrate + 0,35 * rer \quad (4)$$

Los resultados de la ecuación de corto plazo muestran que los signos de las propensiones de impacto son consistentes con lo establecido en la literatura respecto a los precios de exportaciones, el PIB externo, la tasa de interés y el tipo de cambio real. También en la ecuación de largo plazo los efectos son significativos, un aumento de 10 por ciento del precio de las exportaciones causaría un incremento de 0.14 por ciento en el PIB real del país, asimismo una depreciación real del tipo de cambio de 1 por ciento ocasionaría un aumento del PIB de 0.35 por ciento. Al contrario, un aumento de 1 punto porcentual de la tasa de interés de la Reserva Federal llevaría a una caída del PIB de 0.01 por ciento. Por su parte, un aumento del PIB externo tiene un fuerte efecto sobre el PIB doméstico, un aumento de 1 por ciento en el PIB de EE.UU., tiene un impacto de 2.18 por ciento en el PIB doméstico en el largo plazo.

Los signos de los coeficientes son los esperados y la ecuación cumple con los supuestos clásicos del modelo de regresión lineal: normalidad, ausencia de correlación serial, homocedasticidad y ausencia de quiebre estructural.

Tabla 7: Residuos ecuación de producción

Test	Nombre del test	Valor crítico	Valor p
Normalidad	Jarque Bera	0.27	0.87
Autocorrelacion	Breusch-Godfrey	1.55	0.21
Heterocedasticidad	Breusch-Pagan-Godfrey	17.76	0.54
Especificación	Ramsey	2.04	0.05

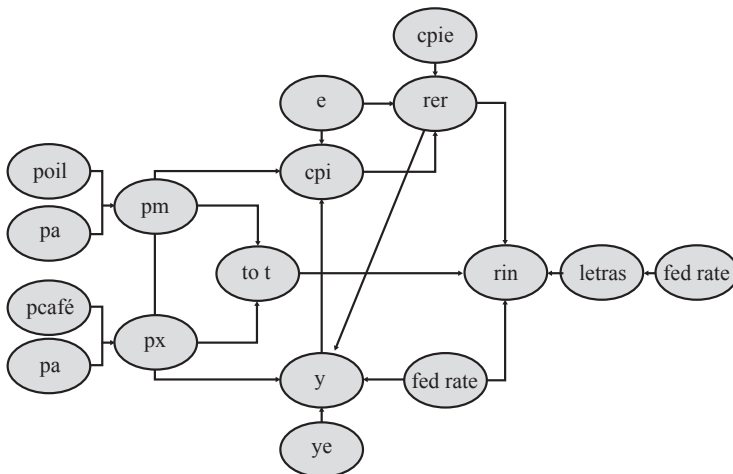
Fuente: Elaboración propia.

3.5. Mecanismos de transmisión en el modelo

Una vez realizada las estimaciones empíricas se relacionaron de forma más clara las variables del modelo.

El diagrama muestra las interrelaciones mediante las cuales la tasa de interés externa y la tasa de devaluación cambiaria inciden sobre las variables del sector real de la economía.

Figura 1: Mecanismo de transmisión de los choques



Fuente: Elaboración propia.

Mecanismos de transmisión de la política monetaria: La tasa de interés de las letras del BCN están determinadas principalmente por la tasa de interés de política de la FED. La tasa de las letras en conjunto con la tasa de la Reserva Federal, terminan afectando la acumulación de reservas internacionales. Se pudo identificar un mecanismo de transmisión de la tasa de interés externa sobre la actividad económica, que a su vez impacta en el resto de las variables del sistema.

Mecanismos de transmisión de la política cambiaria: La devaluación cambiaria afecta a la formación de precios y al tipo de cambio real. Éste afecta la acumulación de reservas internacionales y a la actividad económica, ya que incide en la competitividad de las exportaciones domésticas y en el costo de los insumos productivos del país.

En la siguiente sección se presentan los resultados de las simulaciones del modelo, de acuerdo a los mecanismos de transmisión que se han identificado de forma empírica.

4. Proyección del modelo y escenarios

La tendencia del modelo es el escenario base, se resuelve utilizando el comportamiento de las variables por las ecuaciones y por sus representaciones de corto y largo plazo.

Según el escenario base, la actividad económica tendrá un comportamiento dinámico en los siguientes tres años. El modelo proyecta un crecimiento del PIB real de 4.8, 5.1 y 4.9 por ciento para los años 2017, 2018 y 2019 respectivamente. Esto estaría apoyado por una mejora en los términos de intercambio y del tipo de cambio real.

La inflación según el modelo muestra una tendencia a estar contenida, al menos en el corto plazo. La inflación se proyecta en 3.99, 5.15 y 5.62 por ciento en los años 2017, 2018 y 2019 respectivamente. Esto está basado en bajo crecimiento del precio del petróleo (cerca de 40 dólares el barril)

y una caída del precio de los alimentos (caída anual promedio de 2.54 por ciento). También, la inflación se mira afectada por la aceleración de la actividad económica que generará mayores presiones inflacionarias.

Las reservas internacionales tendrían un comportamiento dinámico, con un crecimiento anual de 6.9, 20.1 y 17.7 por ciento en los años 2017, 2018 y 2019, respectivamente. Esto está basado en la mejora de los términos de intercambio, del tipo de cambio real y del comportamiento de la tasa de las letras del BCN.

4.1. Simulación de choques externos

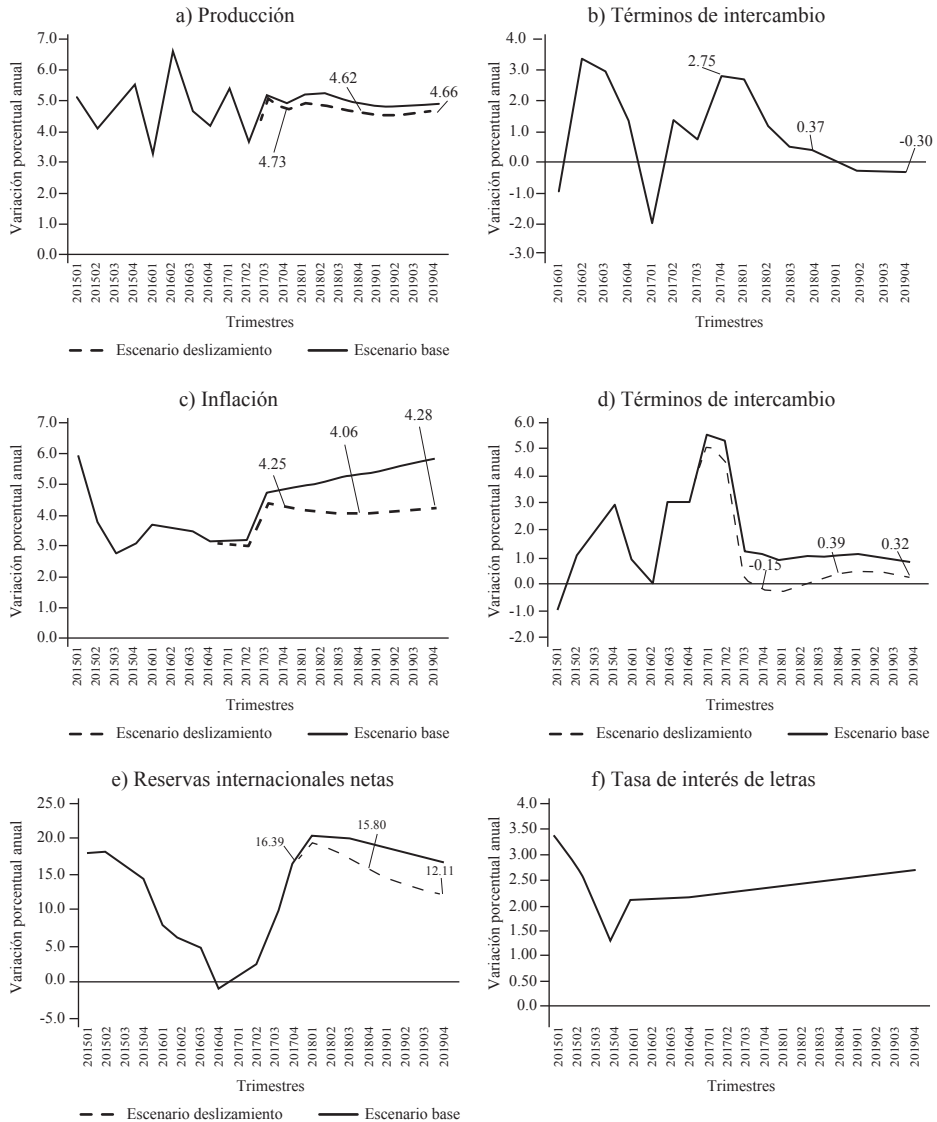
4.1.1. Reducción del deslizamiento cambiario

En este apartado se simula una reducción de la tasa de devaluación cambiaria del 5 al 3 por ciento anual. La disminución se simula a partir del primer trimestre del año 2017.

La reducción del deslizamiento cambiario tiene un impacto directo sobre la inflación. La simulación señala que la reducción del deslizamiento disminuye las presiones inflacionarias de forma contemporánea. Así, ésta disminuye en más de un punto porcentual en el primer trimestre del año 2017 (ver Gráfico 1c) y se mantiene en torno al 4 por ciento anual durante los tres años de proyección, en los que el escenario base estima un aumento de la inflación.

El modelo estima que la reducción del deslizamiento tiene efectos reales sobre la economía. La caída de la inflación propiciada por la reducción del deslizamiento genera una apreciación del tipo de cambio real de forma inmediata, que tiende a disiparse al final del período de proyección (ver Gráfico 1d).

Gráficos 1: Escenario reducción en la tasa de deslizamiento



Fuente: Elaboración propia.

Esto implicaría un encarecimiento de los productos e insumos de producción doméstica, siendo algo que pueden tener un efecto adverso sobre algunos sectores productivos.

De forma consistente con la literatura económica, la apreciación del tipo de cambio real tiene un efecto contractivo sobre el PIB real (ver Gráfico 1a) ubicándose entre 0.2 y 0.4 puntos porcentuales por debajo de la proyección del escenario base. El impacto más alto sobre la tasa de crecimiento del PIB real se observa en el segundo trimestre del año 2018 (≈ -0.35 puntos porcentuales), momento en que empieza a disminuir paulatinamente el impacto del choque.

De los términos de intercambio no se estima ninguna variación respecto al escenario base. El país, al ser una economía pequeña y abierta, sus decisiones de política económica no afectan la formación de precios externos, por lo que los precios de las exportaciones e importaciones siguen el mismo movimiento que el escenario base (ver Gráfico 1b).

La apreciación del tipo de cambio real derivado de este choque de reducción del deslizamiento cambiario tendría efectos sobre la acumulación de reservas internacionales netas (RIN). La apreciación del tipo de cambio real encarece las exportaciones domésticas al mismo tiempo que encarece los insumos productivos nacionales. Este hecho genera una menor entrada de divisas al país producto de un aumento del déficit comercial y menor inversión, reflejándose en la desaceleración de la acumulación de reservas internacionales (ver Gráfico 1e).

La tasa de interés de las letras no presenta variación con respecto al escenario base. Esta variable no presenta cambio (ver Gráfico 1f), se observó que el tipo de cambio nominal no tiene un efecto significativo sobre la tasa de interés de las letras, por lo que su variación se da exclusivamente por la variación de la tasa de interés externa, en la que la economía doméstica no ejerce ninguna influencia.

En las simulaciones se observa que una modificación en la tasa de deslizamiento cambiario puede generar cambios en el sector real de la economía. El tipo de cambio nominal afecta la formación de precios de la economía y el comportamiento del tipo de cambio real, siendo la variable que propaga el choque cambiario sobre la actividad económica y la acumulación de reservas internacionales netas. En este aspecto las simulaciones corroborean la hipótesis de que la tasa de deslizamiento cambiario afecta la actividad económica y la inflación.

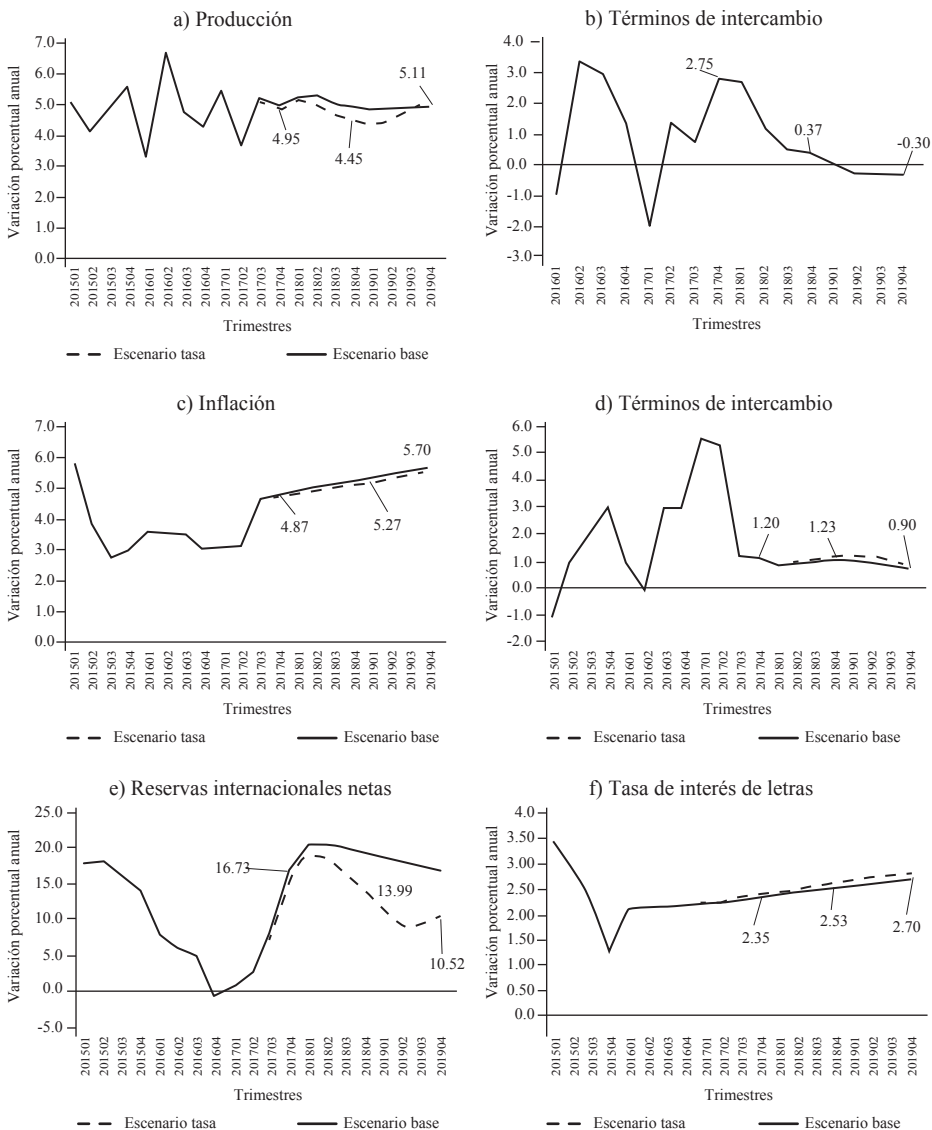
4.1.2. Aumento en la tasa de interés externa

Esta simulación se hizo para explicar el impacto del aumento de la tasa de interés de política de la Reserva Federal sobre la economía doméstica. Dado que ésta es tomadora de precios internacionales, un incremento de la tasa de interés externa puede afectar de diversas formas al sector real de la economía nacional. En el modelo se simula un incremento de la tasa efectiva de la FED a 0.64 por ciento en 2017, 1.35 por ciento en 2018 y 0.38 por ciento en 2019.

La simulación arroja un impacto directo sobre la actividad económica doméstica. El aumento en la tasa de interés externa tiene un efecto negativo esperable sobre la actividad económica, llegando a su mayor efecto en el primer trimestre de 2019 con una diferencia de cerca de 0.5 puntos porcentuales por debajo de la senda de crecimiento del escenario base (ver Gráfico 2a). La posterior reducción en la tasa de interés externa en 2019 llevaría a una recuperación de la actividad económica.

La reducción inicial en la actividad económica lleva a menores presiones inflacionarias. La contracción de la demanda agregada genera una reducción gradual de la inflación de cerca de 0.1 puntos porcentuales inferior al del escenario base (ver Gráfico 2c), hasta que en el último trimestre de 2019 llega a acoplarse a ella (≈ 5.7 puntos porcentuales).

Gráficos 2: Escenario aumento en la tasa de interés externa



Fuente: Elaboración propia.

El aumento de la tasa de interés externa genera una depreciación real del tipo de cambio. Esta depreciación llega a estar en una senda de 0.05 y 0.1 por ciento por encima de la senda de variación del escenario base. Dado que los términos de intercambio no dependen de la tasa de interés de la Reserva Federal^{3/}, éstos permanecen inalterados en la simulación del modelo.

Se observa que el aumento de la tasa de interés externa tiene impactos significativos sobre la acumulación de reservas y la tasa de interés de las letras. El aumento de la tasa de interés externa desincentiva la entrada de divisas al país, debido a que los flujos de capital internacional van hacia el ahorro o a lugares donde pueden conseguir un mayor retorno (ver Gráfico 2e). En este aspecto, la tasa de interés de las letras aumenta para contrarrestar el costo de oportunidad de invertir en las letras del BCN (ver Gráfico 2f).

4.1.3. Caída de precios de exportación

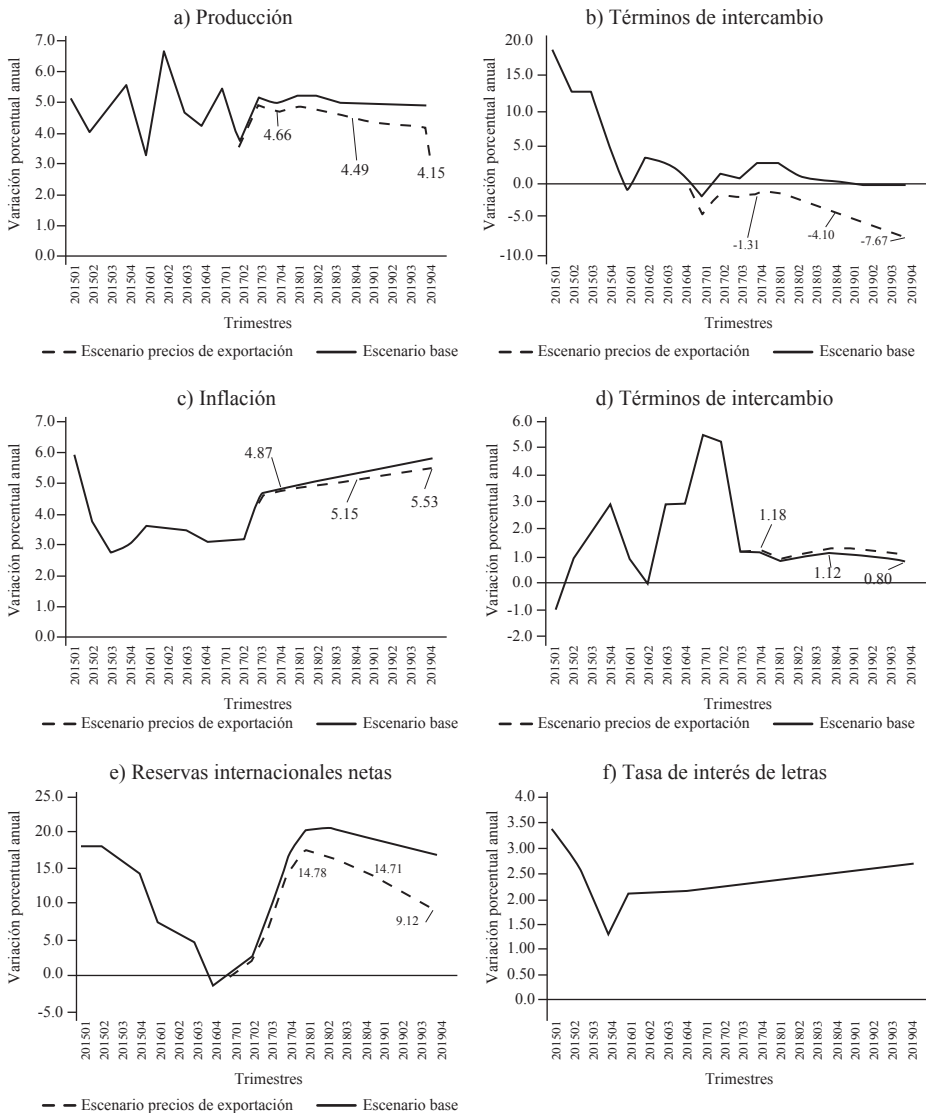
El precio de las exportaciones es una de las principales variables que explican el dinamismo de la actividad económica interna. En este caso se simula un choque de reducción del índice de precios de exportación de 4, 6 y 8 por ciento en 2017, 2018 y 2019 respectivamente. A través de las simulaciones se observará el ajuste de la economía a este choque.

La caída en el precio de las exportaciones significa un choque negativo de términos de intercambio para el país. La disminución en el precio de los productos nacionales implica menor entrada de divisas al país, lo que se ve reflejado en dos indicadores claves, como son las reservas internacionales y el tipo de cambio real. La menor entrada de divisas vía exportaciones significa una menor acumulación de reservas en el país (Gráfico 4e), los exportadores contarán con menos dólares para transformarlos en córdobas. La menor absorción y la menor demanda de córdobas, genera presiones a una depreciación real de la moneda doméstica (Gráfico 4d). La desaceleración en la acumulación de reservas es notoria y de carácter permanente, dado a

3/ Apreciaciones nominales del dólar derivadas de un aumento de tasa de interés pueden ejercer presión a la baja sobre los precios de las materias primas en esa moneda. En este modelo no se estudia este canal de transmisión.

que la naturaleza del choque es permanente. Como se puede observar, la tasa de acumulación de reservas disminuye en el último trimestre de 2019 más de 8 puntos porcentuales con respecto al escenario base.

Gráficos 3: Escenario caída en precio de las exportaciones



Fuente: Elaboración propia.

El choque negativo tiene efectos importantes sobre el sector real de la economía. La menor entrada de divisas implica menos gasto del sector privado y una menor expansión de la absorción interna. Como se observa en el Gráfico 4a, la tasa de crecimiento del PIB real llega a estar incluso por debajo de la tasa de crecimiento del PIB potencial en los años 2018 y 2019. La disminución en la expansión de la actividad económica se refleja en una menor demanda agregada que al final termina generando menores presiones inflacionarias como se observa en el Gráfico 4c, aunque con la misma tendencia que el escenario base.

En las tasas de las letras se observa el mismo comportamiento que el escenario base. El rendimiento de las letras no se ve alterado, dado que sus tasas dependen solamente de la tasa de interés externa y no del nivel de las reservas internacionales. Teóricamente se podría pensar en una relación endógena entre el nivel de las reservas y las tasas de las letras, de manera que si el BCN observa que la acumulación de reservas disminuye puede reaccionar aumentando la tasa de interés de las letras para atraer mayores compradores de sus instrumentos y aumentar la tasa de acumulación. En las estimaciones no se observó relación entre estas dos variables.

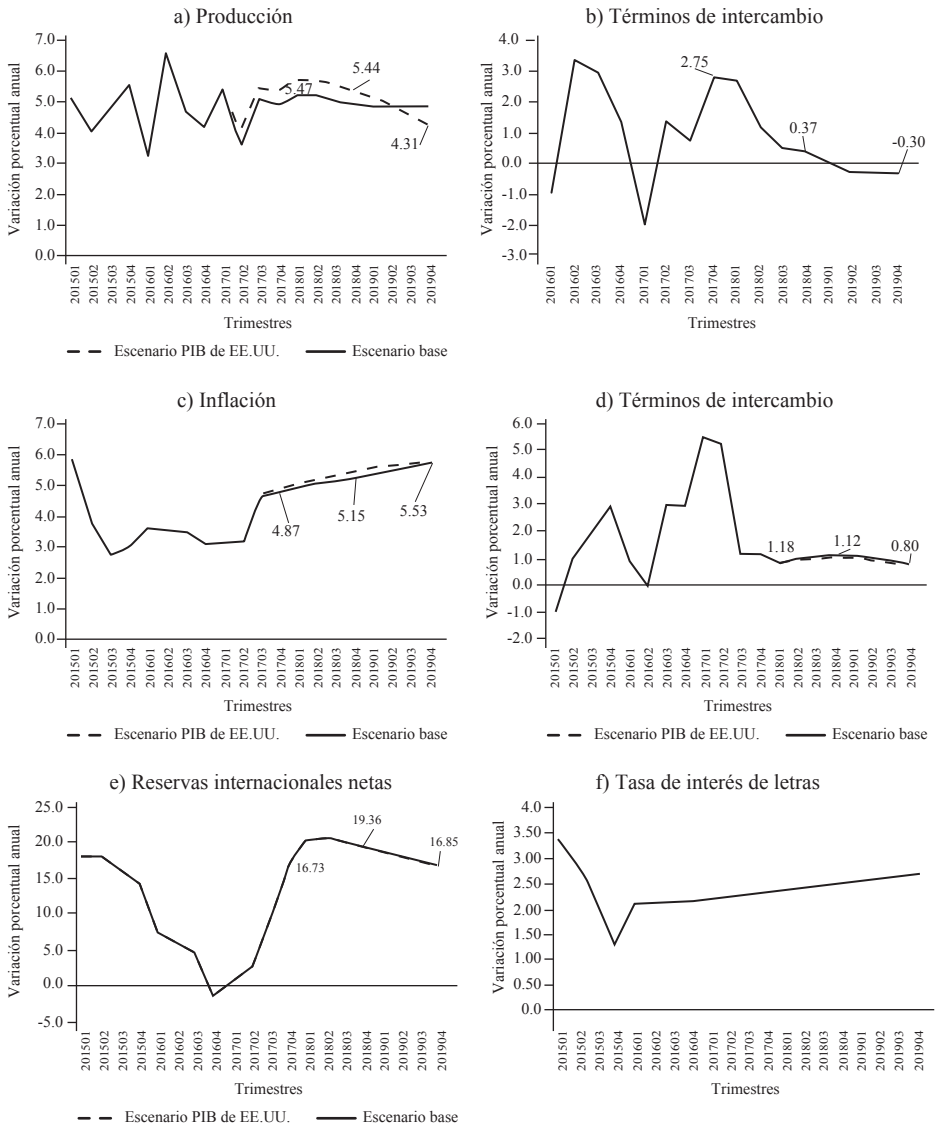
4.1.4. Aumento sostenido del PIB de EE.UU. en 2017 - 2018 y abrupta desaceleración en 2019

En este escenario se modela un aumento de la actividad económica de EE.UU. en 2017 y 2018 y una posterior corrección a este crecimiento en 2019. La simulación plantea una expansión de la actividad económica en EE.UU. de 2.70 por ciento en 2017, de 2.32 en 2018 y de 1.72 en 2019. Este escenario plantea un ajuste de las expectativas de crecimiento de EE.UU. en el año 2019, momento en que muchos economistas plantean que EE.UU. puede presentar una desaceleración como parte del comportamiento de su ciclo económico (The Economist Intelligence Unit, 2017).

Los efectos del PIB de EE.UU. sobre el sector real son directos. La actividad económica se expande en los años 2017 y 2018 a una tasa anual de 5.1 y 5.7 por ciento, para luego presentar una desaceleración de 4.7

por ciento, como parte del efecto del ciclo de EE.UU. La expansión de la actividad económica tiene su efecto sobre el comportamiento de los precios domésticos, los cuales aumentan por encima del escenario base, impulsados por una mayor demanda interna.

Gráficos 4: Escenario aumento desaceleración económica de EE.UU



Fuente: Elaboración propia.

El aumento de los precios internos tiene efecto sobre el comportamiento del tipo de cambio real. Éste reacciona con una apreciación real tenue de la moneda doméstica, producto del impulso de la demanda agregada doméstica. Esta apreciación, a pesar de reflejar el efecto positivo de una mayor actividad económica, afecta negativamente la acumulación de reservas internacionales netas por el encarecimiento de los insumos de producción domésticos, disminuyendo la competitividad de las exportaciones domésticas y desfavoreciendo la acumulación de reservas internacionales. Dado que la simulación del modelo no arroja una fuerte apreciación, la desaceleración en la acumulación de reservas tampoco es grande.

El resto de las variables de la simulación no presentan diferencias con respecto a aquellas del escenario base. Esto se debe a que las estimaciones de la tasa de interés efectiva de la FED y de términos de intercambio no toman en consideración los efectos de la expansión de la actividad de EE.UU. Es posible que los precios del petróleo y de otros *commodities* sean afectados por el crecimiento del PIB de EE.UU. a través de los canales de la apreciación nominal del dólar y de una mayor demanda externa. Por otro lado, la Reserva Federal puede reaccionar ante el comportamiento de la actividad económica estadounidense con ajustes en la tasa de interés de política. Esto puede ser parte de una investigación adicional como extensión de este modelo.

5. Conclusiones

En este estudio se presentó un modelo macro econométrico de corto plazo para Nicaragua que permite visualizar los efectos de los choques externos sobre las principales variables macroeconómicas. Para esto se estimaron ecuaciones para: i) la tasa de interés del BCN; ii) inflación o curva de Phillips; iii) reservas internacionales; y iv) producto.

La evidencia muestra que para el caso de la economía nicaragüense, los factores externos juegan un papel importante en la determinación de las fluctuaciones macroeconómicas de corto plazo.

En cada una de las ecuaciones estimadas en el modelo, los coeficientes obtenidos fueron del signo esperado según la teoría macroeconómica, siendo todos estadísticamente significativos, las respuestas del modelo a choques externos son consistentes con la teoría, en la mayor parte de los casos.

La simulación de los cuatro escenarios refleja características importantes de la economía nicaragüense. En primer lugar, se observa que el vínculo entre la economía doméstica y la de Estados Unidos es importante, debido al fuerte efecto de la última sobre la demanda agregada nicaragüense. En segundo lugar, el impacto de un aumento de tasa de interés externa contrae el producto, debido al aumento del costo de endeudamiento de los agentes económicos tanto nacionales como extranjeros. Finalmente, una disminución de la tasa de deslizamiento cambiario provoca una caída de la inflación, a través del abaratamiento en moneda nacional de los bienes y servicios importados, a su vez genera una apreciación del tipo de cambio real que impacta en una menor acumulación de reservas internacionales.

Este estudio está sujeto a futuras extensiones y mejoras. Una línea de investigación podría incorporar una función de productividad al modelo. Asimismo, se podría incluir los efectos de la política fiscal sobre la demanda agregada y hacer endógenas ciertas variables del sector externo, tales como los precios de los *commodities*, PIB externo y tasa de interés externa.

Referencias bibliográficas

- Ball, L. (1999). Policy rules for open economies. En *Monetary policy rules*. Edited by John Taylor. Chicago USA. University of Chicago Press.
- Céspedes, L. y Soto, C. (2005). Credibility and inflation targeting in an emerging market: Lessons from the Chilean experience. *International Finance*, 8(3), 545–575.

- Clevy, J. (2011). Operatoria de política monetaria y regulación macroprudencial. *Documento de Trabajo DT017*. Managua, Nicaragua. Banco Central de Nicaragua: 30 pp.
- Cuadrado, J., Mancha, T. Villena, J., Casares, J. González, M., Marín, J. y Peinado, M. (2007). *Política económica: objetivos e instrumentos*. Madrid, España. MacGraw-Hill.
- Friedman, M. y Schwartz, A. (2008). *A monetary history of the United States, 1867-1960*. Princeton, USA. Princeton University Press.
- Fuentes, R., Gredig, F. y Larraín, M. (2008). La brecha de producto en Chile: medición y evaluación. *Revista Economía Chilena, Vol. 11* No. 2, 7–30.
- Galí, J., Gertler, M., y López-Salido, D. (2005). Robustness of the estimates of the hybrid new Keynesian Philips curve. *Journal of Monetary Economics, Vol. 52* No. 6, 1107–1118.
- Galí, J., y Monacelli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *Review of Economic Studies, Vol 72*. 707–734.
- Krugman, P. , Obstfeld, M. y Melitz, M. (2012). *Economía internacional: Teoría y política*. New Jersey, USA. Prentice Hall.
- Kydland, F. y Prescott, E. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of political economy, Vol. 85*. No.3, 473–491.
- La Gaceta. (1960). Ley No. 732. Ley Orgánica del Banco Central de Nicaragua. Diario Oficial No. 211 del 16 de septiembre de 1960. Managua, Nicaragua. Disponible en: www.bcn.gob.ni/banco/legislación/documentos/ley_organicaBCN/cap_1.pdf

- Larraín, F., y Sachs, J. (2002). *Macroeconomía en la economía global*. Bueno Aires, Argentina. Pearson Educación S.A.
- León, J., Muñoz, E., Rojas, M. y Sáenz, M. (2004). Modelo macroeconómico de pequeña escala para Costa Rica. *Documento de investigación*. San José, Costa Rica. Banco Central de Costa Rica: 38 pp.
- Levin, A., Wieland, V. y Williams, J. (1999). The performance of forward-looking monetary policy rules under model uncertainty. In *Computing Economics and Finance*.
- Lucas, R. y Sargent, T. (1981). *Rational expectations and econometric practice (Vol. 2)*. Minnesota, USA. University of Minnesota Press.
- Montenegro, R. (2015). La política monetaria y la brecha del producto. *Finanzas y Política Económica. Vol. 3. No. 2.* 41–48.
- Muñoz, E. y Sáenz, M. (2003). “Estimación de una función de reacción para la tasa de interés de política del Banco Central de Costa Rica”. *Documento de Investigación*. Equipo de Modelación Macroeconómica. San José, Costa Rica. Banco Central de Costa Rica: 30 pp.
- Okun, A. (1962). *Potential GNP: its measurement and significance*. American Statistical Association, Proceedings of the business and Economics Statistics Section, 98-104.
- Pesaran, M., Shin, Y. y Smith, R. (1996). Testing for the ‘Existence of a long-run Relationship’. *Cambridge Working Papers in Economics*. Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Phillips, A. (1958). “The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–1957.” *Economica, Vol. 25, No. 2:* 283–299.

Taylor, J. (1993). Discretion versus policy rules in practice. En *Carnegie-Rochester conference series on public policy*. No. 39. pp. 195–214.

The Economist Intelligence Unit. (2017) Table: Global assumptions. *The Economist*. Disponible en: www.gfs.eiu.com/Article.aspx?articleType=gef&articleId=1455548129

Wooldridge, J. (2015). *Introductory econometrics: A modern approach*. Boston, MA, USA. Cengage Learning.

Ingreso de los hogares urbanos y rurales de Nicaragua

*Adolfo Díaz Galindo**

Resumen

Para conocer si existe concentración del ingreso se calculó el ingreso de los hogares urbanos y rurales de Nicaragua, el coeficiente de Gini (0.477) y la curva de Lorenz. Se estimaron estadísticos de tendencia central, se ajustó la función de densidad de probabilidad log normal y la función de Pareto a los ingresos cuyo monto es mayor a la clase modal. Los resultados comparan diferencias de ingresos entre: áreas urbanas y rurales, niveles de instrucción, sexo del jefe de hogar y niveles socioeconómicos.

Palabras claves: Nicaragua, distribución del ingreso, ámbito urbano y rural, pobreza.

Código JEL: C16

* El autor es investigador principal de la Dirección de Encuestas del Banco Central de Nicaragua. Para comentarios comunicarse al correo del autor: adiaz@bcn.gob.ni. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de su autor y no representa la posición oficial del BCN.

1. Introducción

Este documento analiza la relación existente entre el ingreso de los hogares urbanos y rurales y las variables que caracterizan al jefe del hogar (sexo, nivel de instrucción y estado civil), con la finalidad de conocer si existe concentración del ingreso en algunos segmentos de la población. Asimismo, identificar funciones de densidad de probabilidad que se ajusten a los datos empíricos observados con la finalidad de describir la distribución del ingreso.

Se utilizó la Encuesta de Ingreso y Gasto de los Hogares (EIGH, 2006-2007), que realizó el Banco Central de Nicaragua (BCN) para proporcionar información a las cuentas nacionales del país. La cobertura geográfica de esta encuesta es representativa de las cabeceras departamentales. También se usó la Encuesta de Medición del Nivel de Vida (EMNV, 2009), realizada por el Instituto Nacional de Información de Desarrollo (Inide) para el seguimiento del agregado de consumo, el índice de necesidades básicas insatisfechas (NBI) y el agregado del ingreso. Esta encuesta tiene representatividad nacional, por regiones y por áreas urbana y rural.

La EMNV 2009 permitió caracterizar la distribución del ingreso mensual de las cabeceras departamentales, resto urbano (integrado por municipios que no son cabeceras departamentales) y área rural. Se estiman estadísticos de tendencia central para compararlos entre sub-poblaciones y se realizan las correspondientes pruebas de hipótesis. Además, como medida de concentración del ingreso se construyen la curva de Lorenz y se calcula el coeficiente de Gini. A la distribución empírica observada del ingreso se ajustan las funciones teóricas de densidad log-normal y Pareto, se aplica el método de máxima verosimilitud y para medir la bondad del ajuste se utiliza métodos no paramétricos como la distancia Chi-Cuadrado y el *test* de Kolmogorov-Smirnov (Conover, W. 1971).

El artículo está organizado en cuatro partes: primero la introducción; segundo los métodos y datos utilizados; tercero la caracterización del ingreso según ámbito de residencia, nivel de educación y estado civil de los jefes de hogares por sexo, nivel de pobreza, concentración del ingreso

y el análisis de las funciones de distribución de probabilidades del ingreso. Por último, se discuten los hallazgos principales del estudio.

2. Métodos y datos

El marco utilizado en la EMNV 2009 está constituido por segmentos censales, donde cada segmento contiene aproximadamente 150 viviendas para el área urbana y 120 viviendas para el área rural. Se diseñó una muestra probabilística bi-etápica de áreas con tamaño de 7,520 viviendas, la cual permitió obtener estimaciones a nivel nacional y por ámbitos urbano-rural (Inide, 2011).

Tabla 1. Tamaño de muestra de EMNV, 2009

Región	Cantidad de viviendas	Coficiente de variación
Managua	4,764	7.5
Pacífico	1,272	7.4
Central	797	5.7
Atlántico	687	6.3

Nota : La EMNV corresponde al año 2009, pero la publicación es del 2011.

Fuente : Inide, 2009 e Inide, 2011.

En la EIGH 2006-2007, la población objeto de estudio está constituida por los hogares ubicados en las cabeceras departamentales. Para su ubicación se usó la base cartográfica del Censo Nacional de Población y Vivienda, 2005, la cual presenta mapas de ciudades donde están identificadas las viviendas existentes en ellas el día de la entrevista censal. Por tanto, debido a la dinámica de la población fue necesario actualizar la base mencionada.

Para la selección se aplicó el método de muestreo aleatorio estratificado en dos etapas. El objetivo de estratificar la población es juntar elementos homogéneos con la finalidad de disminuir la magnitud de las varianzas. Por tanto, el error en las estimaciones tiende a ser menor que el generado al aplicar el método de muestreo aleatorio simple (BCN, 2009). El tamaño de

muestra considerado garantiza estimaciones con un margen de error menor o igual al 5 por ciento, con una probabilidad de confianza del 95 por ciento.

Tabla 2. Tamaño de muestra: EIGH 2006-2007

Cabeceras	Cantidad de viviendas por estratos			Total
	Alto	Medio	Bajo	
Managua	416	533	1,755	2,704
Resto de cabeceras	273	1352	2,652	4,277
Total	689	1,885	4,407	6,981

Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCN, 2006-2007 y BCN, 2009.

Al considerar las sub poblaciones urbanas y rurales en forma independiente, los tamaños de muestra garantizan, márgenes de error comprendidos entre 6% y 6.5% con un nivel de confianza del 90%: Para las cabeceras, el margen de error resultó menor o igual al 6% con nivel de confianza del 94%. Para el país, el margen de error es menor o igual al 5% con nivel de confianza del 95%. Estos parámetros de confianza proporcionan una precisión adecuada para las estimaciones obtenidas a través de encuestas de hogares (ONU, 2009).

Para calcular el ingreso del hogar, tanto el Inide como el BCN, tomaron como parámetro de referencia las declaraciones del ingreso de los hogares entrevistados, con la finalidad de contabilizar todos los ingresos monetarios y no monetarios (en especies) que estos perciben y expresarlos en un sólo monto como ingreso total en términos monetarios (Córdobas).

Para ajustar y construir el ingreso total de cada hogar, se tomaron en cuenta dos grandes componentes: ingresos provenientes del trabajo e ingresos provenientes de otras fuentes diferentes al trabajo. El ingreso total del hogar es la suma de todos los componentes.

En las estimaciones realizadas se usó el factor de expansión, el cual está en función de las viviendas (unidades secundarias). Este factor permite ponderar los resultados al realizar estimaciones por sub poblaciones.

Para caracterizar el ingreso mensual de los hogares se estimaron estadísticos como la media y la mediana para compararlos entre sub-poblaciones. Se realizó las correspondientes pruebas de hipótesis, además se calcularon índices de concentración del ingreso mensual para los ámbitos urbano y rural. Los índices considerados son la curva de Lorenz y el coeficiente de Gini, ya que estos son las dos formas más utilizadas para medir la desigualdad en la distribución del ingreso (Mitnik, O. 1999).

La curva de Lorenz ilustra la distribución del ingreso de forma gráfica. Esta corresponde a expresar el porcentaje de renta que acumula un determinado porcentaje de población (Esteban, M. y Carmona, A. 2005). Por otra parte, el índice de Gini mide la concentración del ingreso. Puede variar entre cero y uno, cuanto más cercano a cero significa que existe una distribución más igualitaria, a esa distribución le correspondería una curva de Lorenz cercana a la recta de equidistribución, mientras que un índice de Gini cercano a uno implica una elevada concentración de renta en los deciles superiores de población (Ibid, 2005).

En la caracterización del ingreso de los hogares se realizó comparaciones entre los ingresos medios de los hogares con jefatura femenina y los hogares con jefatura masculina. Para estas comparaciones, previo al contraste de igualdad de medias, con la prueba t se realizó el análisis de varianzas utilizando la prueba de Levene. Esta ofrece una alternativa más robusta que el procedimiento de Bartlett, por ser poco sensible a la desviación de la normalidad. Eso hace menos probable que se rechace una verdadera hipótesis de igualdad de varianzas, si las distribuciones de las poblaciones muestreadas no son normales (Correa, J. et al., 2006).

Además se ajustó la función de distribución más adecuada al ingreso, con la finalidad de disponer de una función de probabilidad que describa la distribución de éste en los hogares. Cuando se quiere seleccionar una especificación matemática para representar la función de frecuencia de una distribución de ingresos, existen varias distribuciones de probabilidad que podrían servir a dichos efectos, como la distribución de Pareto y la distribución log normal (Mitnik, O. 1999).

Se utilizaron las funciones de distribución de probabilidades del ingreso log-normal, definida por una variable aleatoria x con distribución logarítmica normal. Esta se usa cuando la transformación logarítmica de la variable o una transformación lineal de ésta, tiene una distribución normal (Azorin, F. y Palacios, M. S/F).

$$y = \ln(x) \sim N(\mu, \sigma), f(x) = \frac{1}{\sigma \ln \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x) - \mu}{\sigma \ln}\right)^2\right] \quad x > 0 \quad (1)$$

Para ajustar la distribución del ingreso se aplicó el método de los momentos (Johnson, N. et al., 1994).

El momento de orden k de una variable aleatoria y se define por: $\alpha_k = E(y^k)$ y $E(x) = e^{\mu + \sigma^2/2}$ $V(x) = (e^{\sigma^2} - 1)e^{2\mu + \sigma^2}$. Como $y = \ln(x) \sim N(\mu, \sigma)$ se estimarán dos parámetros (μ, σ) .

Usando máxima verosimilitud se maximiza la función con

$$\hat{f}(\theta) = n^{-1} \sum_1^n \ln(x_i - \theta) \quad \text{y} \quad \hat{\sigma}(\theta) = \left[\{n^{-1} \sum_1^n \ln(x_i - \theta) - \hat{f}(\theta)\}^2 \right]^{\frac{1}{2}}$$

También se utilizó la función de densidad de Pareto definida por:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{\alpha \theta^\alpha}{x^{\alpha+1}} & \text{Sí } x \geq \theta \\ 0 & \text{para } x < \theta \end{cases} \quad (2)$$

Los parámetros a estimar son: $\alpha > 1$ y $\theta > 0$.

De acuerdo a Luque, A. (2007), la función de distribución, $F_x(x)$ de x , donde x representa el ingreso, puede escribirse como:

$$F_x(x) = \begin{cases} 0 & \text{sí } x \leq \theta \\ 1 - \left(\frac{\theta}{x}\right)^\alpha & , \text{si } x > \theta \end{cases} \quad (3)$$

$F_{x_0}(x) = P(x \leq x_0)$, permite calcular la probabilidad de los hogares cuyos ingresos son menores o iguales a x_0 .

Por tanto, $1 - F_{x_0}(x) = \left(\frac{\theta}{x}\right)^\alpha$ representa la proporción de hogares en la población con ingresos mayores a x_0 .

Para la estimación de parámetros α se aplicará el método de máxima verosimilitud según Johnson, N. et al. 1994.

Usando máxima verosimilitud se maximiza la función $f(x) = \frac{\alpha\theta^\alpha}{x^{\alpha+1}}$ y se obtiene:

$$\hat{\alpha} = n \left[\sum_1^n \text{Log} \left(\frac{x_i}{\theta} \right) \right]^{-1} \quad (4)$$

Índices de concentración para la distribución de Pareto

La curva de Lorenz $\mathcal{T}(x)$ se expresa en función de $F_x(x)$, se obtiene:

$$\mathcal{T}(x) = 1 - [1 - F_x(x)]^{1-\frac{1}{\alpha}}$$

El índice de Gini en esta distribución es, $\mathcal{G}_c = 2 \int_0^1 [F_x(x) - \mathcal{G}(F_x(x))] dF$

3. Caracterización del ingreso de los hogares de Nicaragua

3.1. Ingresos según área de residencia y sexo de jefes de hogar

La población de Nicaragua está compuesta por 5,763,628 habitantes y 1,213,849 hogares que en total cuentan con un ingreso mensual de C\$15,257.8 millones de córdobas y un ingreso total anual de C\$183,094.5 millones de córdobas (Inide, 2009). El 57.0 por ciento de la población vive en el área urbana y le corresponde el 75.2 por ciento del ingreso; el otro 43.0 por ciento reside en las zonas rurales y controla el 24.8 por ciento del ingreso (Ibid).

El ingreso promedio mensual de los hogares del país es C\$12,570. Sin embargo, la mediana indica que la mitad de los hogares tiene un ingreso mensual igual o menor a C\$ 8,289. A los hogares de las cabeceras departamentales les corresponde los mayores ingresos, un promedio

mensual de C\$ 16,927 y una mediana de C\$ 11,624, estos estadísticos son los más altos de las subpoblaciones analizadas. Mientras, los hogares del área rural presentan los ingresos promedios más bajos de C\$7,893.0 córdobas y una mediana de C\$ 5,558.

En todas las **áreas geográficas** predomina la jefatura masculina, sobre todo en el área rural. Respecto a los ingresos de los hogares con jefes hombres y los hogares con jefas mujeres, existe diferencia estadísticamente significativa en las áreas urbanas (hombres: C\$ 16,142 y mujeres: C\$ 14,892) y las cabeceras departamentales (hombres: C\$ 17,805 y mujeres: C\$ 15,776). En el resto urbano y en las áreas rurales no existe diferencia significativa entre los ingresos de hogares con jefatura masculina y los hogares con jefatura femenina. Los hogares con jefatura femenina presentan el ingreso promedio más alto (C\$ 15,776) en las cabeceras departamentales (representan el 47.9% respecto al total de hogares con jefas mujeres). Los hogares con jefatura masculina presentan el menor ingreso promedio (C\$ 7,978) en las áreas rurales (representan el 46.2% respecto al total de hogares con jefatura masculina).

Tabla 3. Ingreso medio y distribución de los hogares por áreas geográficas y sexo del jefe del hogar

Área geográfica	Ingreso promedio C\$ según sexo de jefes de hogar			Mediana país C\$	% según sexo de jefes de hogar			% respecto al país	
	Hombres	Mujeres	País		Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
País	12,370	12,951	12,570	8,289	100	100	100	65.6	34.4
Urbano***	16,142	14,892	15,621	10,456	53.8	73.3	60.5	35.3	25.2
Cabeceras***	17,805	15,776	16,927	11,624	32.9	47.9	38.0	21.6	16.5
Resto Urbano	13,528	13,228	13,411	8,818	20.9	25.4	22.5	13.7	8.7
Rural	7,978	7,613	7,893	5,558	46.2	26.7	39.5	30.3	9.2

*** : Con significancia estadística al $\alpha = 0.05$.

Fuente : Elaboración propia con base en EMNV, 2009.

Respecto al **nivel de educación**, existe diferencia estadísticamente significativa entre el ingreso promedio mensual de los hogares con jefes hombres y los hogares encabezados por mujeres con niveles de educación de doctorado, maestría y formación secundaria, siendo el ingreso mayor para los hombres que para las mujeres. Mientras, esta relación se revierte

en los niveles de formación docente, técnica y primaria donde los hogares dirigidos por mujeres cuentan con ingresos significativamente mayores que los hogares encabezados por hombres. En el resto de niveles educativos no existe diferencia estadísticamente significativa entre los ingresos de hogares dirigidos por hombres o por mujeres.

Respecto al **estado civil** del jefe del hogar, los hogares con jefes hombres en las categorías de casados, divorciados y solteros presentan ingresos promedios mayores a los hogares con jefatura femenina. Sin embargo, en los hogares en Unión de hecho son los dirigidos por mujeres los que cuentan con un ingreso significativamente mayor. En el resto de categorías de estado civil no existen diferencias significativas entre los ingresos de hogares encabezados por hombres o mujeres.

En lo que se refiere al número de **miembros por hogar**, los que presentan la menor cantidad corresponden a los niveles de instrucción de doctorado, maestría y universitario y a los hogares con estado civil de solteros. Respecto a la pobreza, los clasificados como pobres extremos son los que presentan la cantidad miembros por hogar más alta y la más baja corresponde a los clasificados como no pobres.

En todos los **niveles de pobreza** no existe diferencia significativa entre el ingreso y el consumo promedio mensual por persona, al clasificar los hogares por el sexo del jefe de hogar. La diferencia del ingreso promedio es notable entre pobres y no pobres.

Tabla 4. Caracterización del ingreso según sexo de jefes de hogares

Perfil	Jefes de hogar hombres			Jefes de hogar mujeres			
	% Hogares	Ingreso promedio	Miembros/hogar	% Hogares	Ingreso promedio	Miembros/hogar	% Hogares
Nivel de educación							
País	100	12,370	4.9	100	12,951	4.5	100
Doctorado y maestría***	0.5	70,104	3.6	0.5	43,282	3.3	0.5
Universitario	8.9	29,022	3.9	9.1	30,706	3.7	9.0
Formación docente***	0.3	11,673	5.9	1.2	15,365	4.1	0.6
Técnico básico/medio/superior***	1.8	16,523	4.4	3.3	21,763	3.9	2.3
Secundaria***	23.0	15,006	4.4	20.0	13,564	4.2	22.0
Primaria	39.3	9,588	5.0	38.0	10,860	4.7	38.9
Otro	26.2	7,234	5.4	27.8	7,822	4.9	26.7
Estado civil							
País	100.0	12,370	4.9	100.0	12,951	4.5	100.0
Casados***	54.4	13,893	5.0	50.1	12,742	4.4	52.9
Divorciados***	0.3	34,635	3.7	2.9	19,091	4.3	1.2
Soltero	3.1	23,813	2.6	6.3	19,470	3.3	4.2
Unión de hecho***	39.2	9,303	4.8	15.3	12,474	5.2	31.0
Viudo/a	3.0	10,785	4.0	25.4	11,332	4.7	10.7
Nivel de pobreza							
País	100.0	12,370	4.9	100.0	12,951	4.5	100.0
Pobre extremo	10.7	3,482	7.1	8.3	3,962	6.9	9.9
Pobre no extremo	24.6	5,531	5.7	20.4	6,064	5.7	23.1
No pobre	64.7	16,440	4.2	71.3	15,970	3.9	67.0

*** : Con significancia estadística al $\alpha = 0.05$.

Fuente : Elaboración propia con base en EMNV, 2009.

Tabla 5. Ingreso y consumo per cápita según nivel de pobreza y sexo del jefe

	Jefes de hogar hombres		Jefes de hogar mujeres	
	Ingreso per cápita	Consumo per cápita	Ingreso per cápita	Consumo per cápita
País	2,524.0	1,907.6	2,878.0	2,063.9
Pobre extremo	490.4	444.0	574.2	469.5
Pobre no extremo	970.4	799.0	1,063.9	818.6
No pobre	3,914.3	2,351.4	4,094.9	2,453.9

Fuente : Elaboración propia con base en EMNV, 2009.

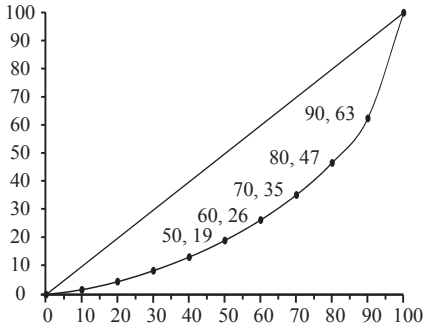
3.2. Índices de concentración del ingreso por área y sexo

En general las curvas de Lorenz y el índice de Gini muestran un bajo nivel de concentración en la distribución del ingreso. El 10 por ciento más alto en todas las sub poblaciones acumula menos del 40 por ciento del ingreso, la mayor concentración ocurre en el área urbana. Respecto al índice de Gini, en el país se encontró un valor de 0.477 siendo menor a 0.5. Lo anterior indica que existe concentración pero no es acentuada.

Al analizar la curva de Lorenz muestra que el 50 por ciento de los hogares acumula el 19 por ciento del ingreso. Además el 90 por ciento de los hogares acumula el 63 por ciento del ingreso. Por lo tanto, el 10 por ciento de los hogares controla el 37 por ciento del ingreso total. El índice de Gini es de 0.477 (ver Gráfico 1).

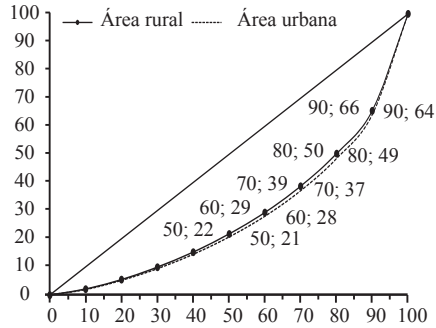
Los hogares del área urbana presentan mayor concentración del ingreso en relación al área rural. En el área urbana el 90 por ciento de los hogares acumula el 64 por ciento del ingreso. En el área rural, al 90 por ciento de hogares le corresponde el 66 por ciento del ingreso. El índice de Gini en el área rural es de 0.436 y en el área urbana es de 0.455 (ver Gráfico 2).

Gráfico1
Curva de Lorenz: País
(variación porcentual)



Fuente: Elaboración propia con base en EMNV, 2009.

Gráfico2
Curva de Lorenz: Urbana y rural
(variación porcentual)

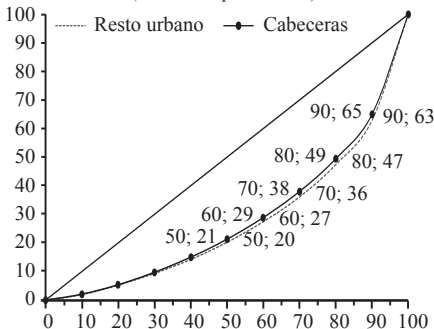


Fuente: Elaboración propia con base en EMNV, 2009.

La curva de Lorenz para las cabeceras y resto urbano, las cabeceras presentan menor concentración del ingreso en relación al resto urbano. En las cabeceras el 90 por ciento de los hogares acumula el 65 por ciento del ingreso. En el resto urbano, al 90 por ciento de hogares controla el 63 por ciento del ingreso. El índice de Gini en las cabeceras es de 0.444 y en el resto urbano es de 0.465 (ver Gráfico 3).

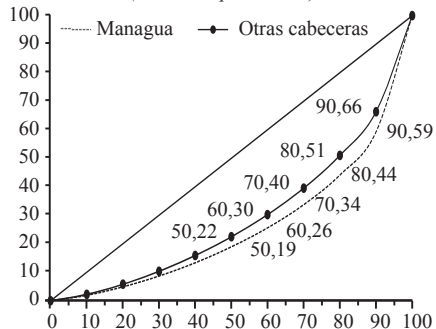
En la curva de Lorenz para Managua y otras cabeceras (distintas de Managua) se observa que los hogares de las otras cabeceras presentan menor concentración del ingreso en relación a Managua. En Managua el 90 por ciento de los hogares acumula el 59 por ciento del ingreso. En el resto de cabeceras, al 90 por ciento de hogares controla el 66 por ciento del ingreso (ver Gráfico 4).

Gráfico3
Curva de Lorenz:
Cabeceras y resto urbano EMNV 2009
(variación porcentual)



Fuente: Elaboración propia con base en EMNV, 2009.

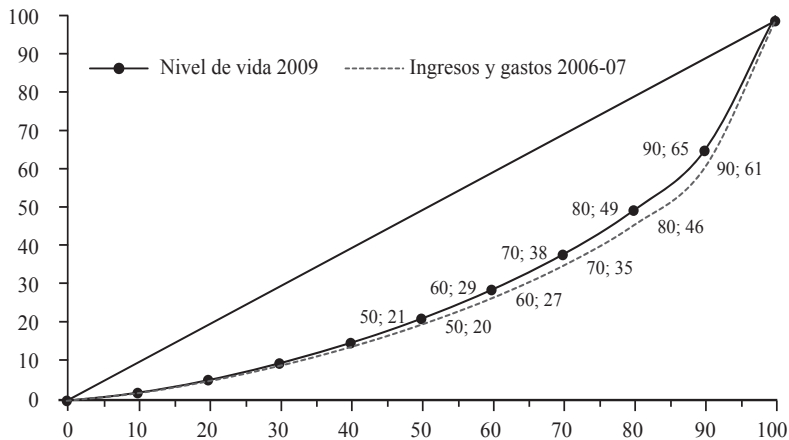
Gráfico 4
Curva de Lorenz:
Managua y otras cabeceras EIGH 2006-2007
(variación porcentual)



Fuente: Elaboración propia con base en EIGH, 2006/7.

Al comparar los datos obtenidos a través de la EIGH y EMNV en las cabeceras departamentales, la curva que presenta mayor concentración corresponde a datos de EIGH. Esto se debe que en la EIGH los hogares se estratificaron en bajos, medios y altos. Esto permitió dar probabilidad de selección al estrato alto, el cual pondera menos del 2 por ciento, pero concentra casi el 10 por ciento del ingreso (respecto al ingreso total de las cabeceras). El índice de Gini en las cabeceras es de 0.444 con datos de EMNV y con EIGH, es más alto, 0.479. (ver Gráfico 5).

Gráfico 5
 Curva de Lorenz: Cabeceras EMNV 2009 versus EIGH 2006-07
 (variación porcentual)



Fuente: Elaboración propia con base en EMNV 2009 y EIGH 2006-07.

Tabla 6. Índice de Gini en cabeceras y resto urbano.
 ($0 \leq G_c \leq 1$)

Sub poblaciones	Coficiente de Gini	Sexo jefe de hogar	Coficiente de Gini
Resto urbano (NV)	$G = 0.465$	Mujeres	$G = 0.427$
Cabeceras (NV)	$G = 0.444$	Hombres	$G = 0.511$
Cabeceras (IG)	$G = 0.479$	Total	$G = 0.479$

Fuente: Elaboración propia con base en EIGH 2006-2007 y EMNV 2009.

En los hogares clasificados por estratos socioeconómicos se observa en las cabeceras departamentales que el estrato de alto bienestar con jefe de hogar del sexo masculino presentan un ingreso promedio mensual significativamente mayor que los jefes de hogar del sexo femenino (C\$ 67,477.5 versus C\$ 35,189.5). Igual situación se observa en los hogares de estrato medio (C\$ 25,562.7 versus C\$ 16,659.9). En el estrato socioeconómico de bajo bienestar la diferencia no es estadísticamente significativa.

Tabla 7. Ingreso promedio según sexo del jefe del hogar y estrato socioeconómico
(córdobas mensuales)

Estratos	Jefes de hogar mujeres	Jefes de hogar hombres	Total
Alto***	35,189.5	67,477.5	57,449.9
Medio***	16,659.9	25,562.7	21,339.0
Bajo	8,412.0	9,386.7	8,907.4

*** : Con significancia estadística al $\alpha = 0.05$.

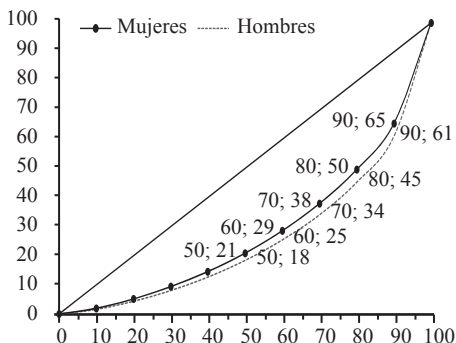
Fuente : Elaboración propia con base en EIGH 2006-2007.

La curva de Lorenz en el país con datos de EMNV según el sexo del jefe del hogar se observa, que los hogares con jefe de hogar del sexo masculino presentan mayor concentración del ingreso en relación a los hogares con jefe de hogar del sexo femenino. De los hogares que tienen jefatura masculina, el 90 por ciento acumula el 61 por ciento del ingreso (al 10% le corresponde el 39%). En los que tienen jefatura femenina, al 90 por ciento le corresponde el 65 por ciento (al 10% le corresponde el 35%). El índice de Gini para el sexo masculino es de 0.494 y para los jefes de hogar femeninos es de 0.444 (ver Gráfico 6).

En la curva de Lorenz por sexo para el área urbana se observa que el hogar con jefe de hogar del sexo masculino presentan mayor concentración del ingreso en relación a los hogares con jefe de hogar del sexo femenino. En los hogares que tienen jefatura masculina, el 90 por ciento acumula el 63 por ciento del ingreso (al 10% le corresponde el 37%). En los que tienen

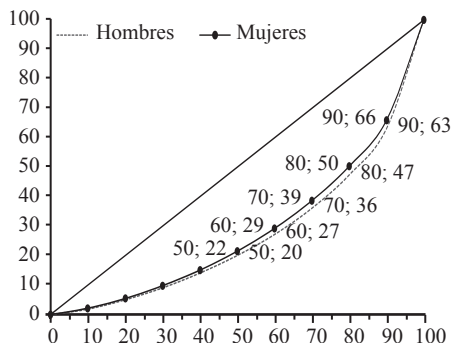
jefatura femenina, al 90 por ciento le corresponde el 66 por ciento (al 10% le corresponde el 34%). El índice de Gini para el sexo masculino es de 0.468 y para los jefes de hogar femeninos es de 0.436 (ver Gráfico 7).

Gráfico 6
Curva de Lorenz: País por sexo
(variación porcentual)



Fuente: Elaboración propia con base en EMNV, 2009.

Gráfico 7
Curva de Lorenz: Área urbana por sexo
(variación porcentual)



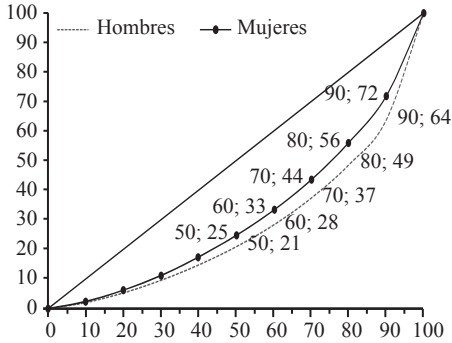
Fuente: Elaboración propia con base en EMNV, 2009.

En el área rural se refleja la misma situación, la jefatura masculina presenta más concentración (ver Gráfico 8). El índice de Gini en el área rural, para el sexo masculino es de 0.452 y para los jefes de hogar femeninos es de 0.376.

La curva de Lorenz para las cabeceras muestra que el sexo masculino presenta mayor concentración. En los hogares que tienen jefatura de hogar masculina, el 90 por ciento acumula el 63 por ciento del ingreso (al 10% le corresponde el 37%). En los que tienen jefatura de hogar femenina, al 90 por ciento le corresponde el 68 por ciento (al 10% le corresponde el 32%). El índice de Gini para el sexo masculino es de 0.465 y para los jefes de hogar del sexo femenino es de 0.412. (ver Gráfico 9).

Gráfico 8

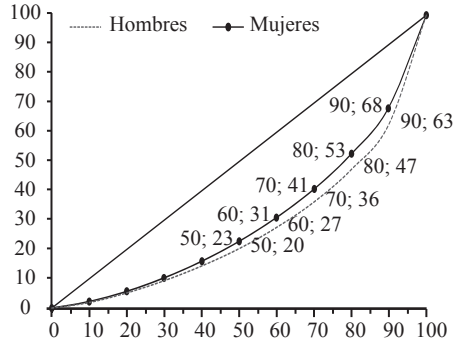
Curva de Lorenz: Área rural por sexo
(variación porcentual)



Fuente: Elaboración propia con base en EMNV, 2009.

Gráfico 9

Curva de Lorenz: Cabeceras por sexo
(variación porcentual)

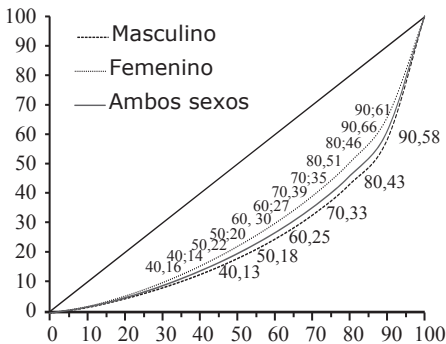


Fuente: Elaboración propia con base en EMNV, 2009.

En la curva de Lorenz para las cabeceras con datos de la EIGH, el sexo masculino presenta mayor concentración, sin embargo, en este caso, la concentración se acentúa, los hogares que tienen jefatura masculina, el 90 por ciento acumula el 58 por ciento del ingreso (al 10% le corresponde el 42% y el índice de Gini es de 0.511) (ver Gráfico 10). En la jefatura femenina, al 90 por ciento le corresponde el 66 por ciento (al 10% le corresponde el 34%). Para el resto urbano la situación cambia, la jefatura de hogar femenina presenta más concentración (ver Gráfico 10).

Gráfico 10

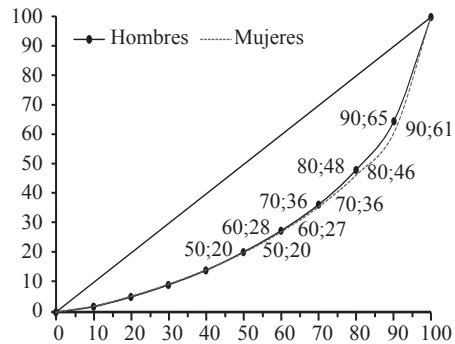
Curva de Lorenz: Cabeceras por sexo
(variación porcentual)



Fuente: Elaboración propia con base en EIGH 206-2007.

Gráfico 11

Curva de Lorenz: Resto urbano por sexo
(variación porcentual)

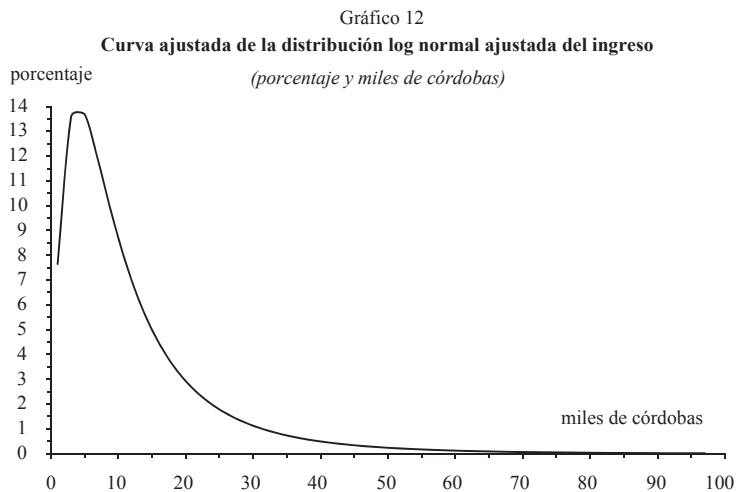


Fuente: Elaboración propia con base en EMNV, 2009.

Para el resto urbano la situación cambia, la jefatura de hogar femenina presenta más concentración (ver Gráfico 11). El índice de GINI en el resto urbano para el sexo femenino es de 0.469 y para los jefes de hogar masculinos es de 0.460.

3.3. Funciones de distribución de probabilidades del ingreso

Los ingresos correspondientes a los hogares del país presentan un ajuste adecuado a la función de distribución log normal. Esto permite afirmar que esta función caracteriza a los hogares del país por intervalos de ingresos. Con la función de Pareto, se encontró un buen ajuste para los hogares con ingresos mayores o iguales a C\$ 5,500.



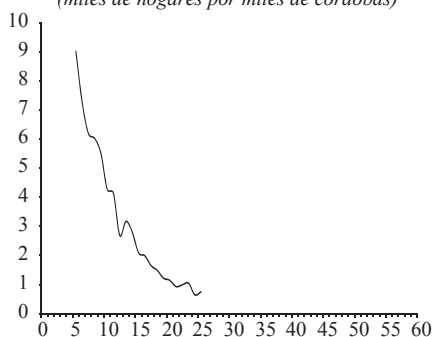
Al aplicar la Chi-Cuadrado (χ^2) para examinar la bondad del ajuste, se observa que:

$\chi^2_{0.05,49 \text{ Gde } L} = 65.17$ es mucho mayor que el valor calculado en la prueba 6.8. Por tanto, el ajuste obtenido es adecuado. La mediana estimada a través del ajuste de la función de distribución es C\$ 8,458.

En el Anexo 1 se puede observar en la fila 05, columna g, el 47.05 por ciento de los hogares presentan ingresos mensuales menores o iguales a C\$ 8,000, (el 52.95% es mayor a C\$ 8,000). En la fila 09, columna g, el 75.75 por ciento de los hogares presentan ingresos mensuales menores o iguales a C\$ 16,000, (el 24.25% es mayor a C\$ 16,000). En la fila 16, columna g, el 92.33 por ciento de los hogares presentan ingresos mensuales menores o iguales a C\$ 30,000 (el 7.67% es mayor a C\$ 30,000).

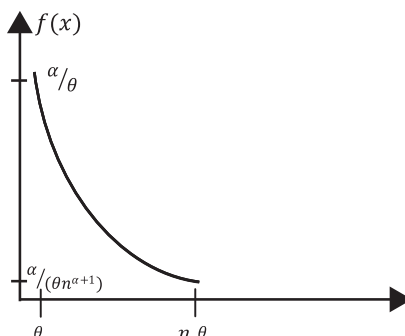
Para la distribución de Pareto se consideraron los hogares cuyos ingresos I son tal que $x \geq 5,500$ (ver Gráfico 13).

Gráfico 13
Distribución de los hogares versus ingreso:
 $I \in [x: x \geq 5,500]$
(miles de hogares por miles de córdobas)



Fuente: Elaboración propia con base en EMNV, 2009.

Gráfico 14
Distribución de la función de Pareto



Fuente: Elaboración propia con base en EMNV, 2009.

La distribución observada de los hogares cuyos ingresos son mayores a C\$ 5,500 y la distribución de Pareto presentan formas similares. Por tanto, es posible ajustar la distribución observada a la distribución de Pareto (ver Gráficos 13 y 14).

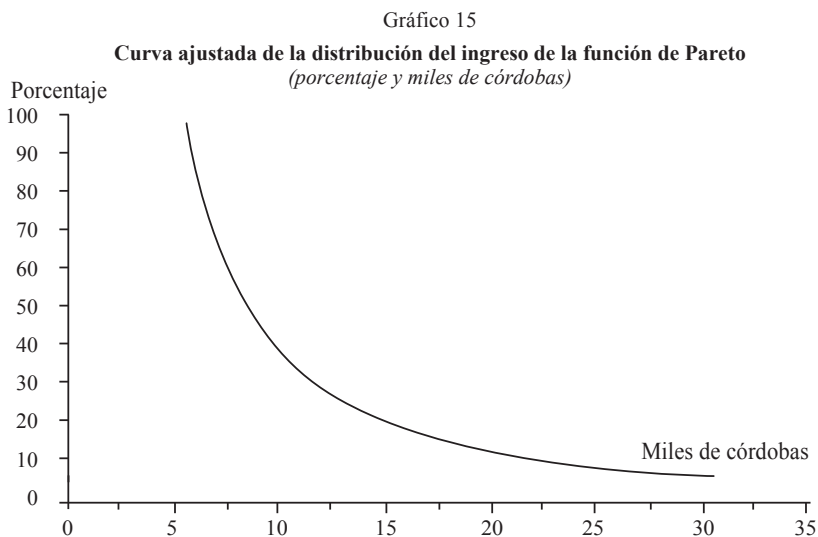
El parámetro θ se considera como el valor a partir del cual el ajuste del ingreso a la distribución de Pareto es válido. Este parámetro θ indica un nivel de ingresos ligeramente superior al valor modal de la distribución (Cramer, 1981) (ver función ajustada en Gráfico 15 y Anexo 2).

$$\hat{\theta} = 5,500$$

La estimación para $\hat{\alpha}$ es:

$$\hat{\alpha} = 1.54$$

Este parámetro está comprendido entre 1 y 2 en todos los casos estudiados empíricamente por Pareto 1896, 1897, 1909, tal como se cita en Barbut (2003).



Fuente: Elaboración propia con base en EMNV, 2009.

Para probar la bondad del ajuste de la función de Pareto, se utiliza la Ji cuadrado, se observa que:

$\chi^2_{0.05,24 \text{ Gde } L} = 36.42$ es mucho mayor que el valor calculado en la prueba: 0.59. Por tanto, el ajuste obtenido es adecuado.

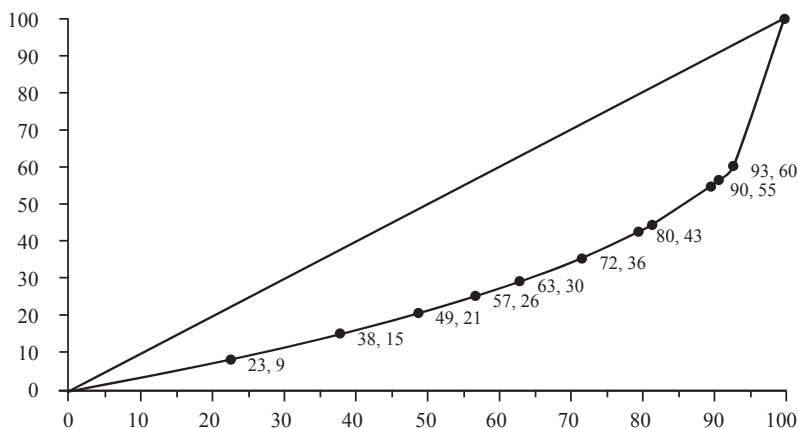
La mediana estimada (x_{Me}) a través del ajuste de la función de distribución es $F_{x_{Me}}(x) = P(x \leq x_{Me})$. Así el valor calculado para la mediana es: $x_{Me}=8,624$

En anexo 2 se puede observar en la fila 21, columna d, el 9.4 por ciento de los hogares presentan ingresos mayores a C\$ 26,000. En la fila 08, columna d, el 28.2 por ciento de los hogares presentan ingresos mayores

a C\$ 13,000. En la fila 04, columna d, el 51.1 por ciento de los hogares presentan ingresos mayores a C\$ 9,000. En la fila 01, columna d, el 100 por ciento de los hogares presentan ingresos mayores o iguales a C\$ 5,500.

En la curva de Lorenz obtenida para la distribución de Pareto se observa que el 93 por ciento de los hogares acumulan el 60 por ciento del ingreso. Por tanto, al 7 por ciento restante le corresponde el 40 por ciento. El índice de Gini en la distribución de Pareto (ver Gráfico 16).

Gráfico 16
Curva de Lorenz de hogares con ingreso $I \in [x: x > 5,500]$
(variación porcentual)



Fuente: Elaboración propia con base en EMNV, 2009.

$$G_c = 0.48$$

4. Conclusiones

Los hogares de las cabeceras departamentales presentan mayores ingresos promedios mensuales y los del área rural presentan los ingresos promedios más bajos.

En las áreas urbanas, los ingresos mensuales de los hogares con jefes hombres son significativamente mayores a los hogares con jefas mujeres, esto es más acentuado en las cabeceras a nivel de país. En el resto urbano

y en las áreas rurales no existe diferencia significativa entre los ingresos de hogares con jefe hombre y los hogares con jefas mujeres.

Los ingresos mensuales de los hogares con jefes hombres y nivel de doctorado, maestría y formación secundaria, son significativamente mayores a los hogares con jefas mujeres. Esta relación se revierte en los niveles de formación docente, técnica y primaria donde los hogares dirigidos por mujeres cuentan con ingresos significativamente mayores que los hogares encabezados por hombres. En el resto de niveles educativos no existe diferencia significativa entre los ingresos de hogares dirigidos por hombres o por mujeres

Los hogares con jefes hombres en las categorías de casados, divorciados y solteros presentan ingresos promedios mayores a los hogares con jefatura femenina. En los hogares unión de hecho, los dirigidos por mujeres cuentan con un ingreso significativamente mayor. En el resto de categorías de estado civil no existen diferencias significativas entre los ingresos de hogares encabezados por hombres o mujeres

Al clasificar los hogares por nivel de pobreza y sexo del jefe, no existe diferencia significativa a nivel de país entre los ingresos promedios de pobres y no pobres.

Los hogares con cabezas de familias con mayor nivel de educación tienen menos miembros por hogar, los hogares clasificados como pobres extremos son los que presentan la cantidad más alta de miembros por hogar.

En general las curvas de Lorenz y el índice de Gini no muestran un alto grado de concentración en la distribución del ingreso. La mayor concentración ocurre más en el área urbana. El país tiene un Gini de 0.477, indica que existe concentración pero que no es acentuada. Los hogares del área urbana presentan mayor concentración del ingreso en relación al área rural.

La función de probabilidad log normal permitió caracterizar el ingreso para los hogares con ingresos mensuales mayores o iguales a la clase modal, la función de probabilidad de Pareto presenta un ajuste adecuado.

Al comparar los datos obtenidos a través de la EIGH y EMNV en las cabeceras departamentales, la curva de Lorenz presenta mayor concentración en la EIGH, por que los hogares se estratificaron en bajos, medios y altos, esto permitió dar probabilidad de selección al estrato alto.

5. Referencias bibliográficas

Azorin, F. y Palacios, M. (S/F). *Exposición general e indicaciones para el uso de la distribución lognormal*. Documento de Trabajo. Madrid, España. Universidad Autónoma de Madrid, Departamento de Estadísticas. 24 pp.

BCN. (2009). *Encuesta Ingresos y Gastos de los Hogares 2006–2007*. Managua, Nicaragua. Banco Central de Nicaragua. 290 pp.

Barbut, M. (2003). Ideología, Matemáticas y Ciencias Sociales: Wilfredo Pareto, Georges Sorel y la Ambigüedad en la Comparación de las Desigualdades. *Empiria*, No. 6. 11-28.

Castillo, J. y Tacurí, M. (2010). *Distribución del ingreso en el cantón Zamora, año 2008 mediante la curva de Lorenz, el coeficiente de Gini e índice de Theil*. B.Sc diss., Loja, Ecuador. Universidad Técnica Particular de Loja, Escuela de Economía. 80 pp.

Conover, W. (1971). *Practical Nonparametric Statistics*. New York, USA. John Wiley & Sons, INC.

Correa, J., Iral, R. y Rojas, L. (2006). Estudio de potencia de pruebas de homogeneidad de varianza. *Revista Colombiana de Estadísticas*. Vol. 29, No. 1. 57-76.

- Cramer, J. (1981). *Econometría Empírica* (1ra ed.). México D. F., México. Fondo de Cultura Económica.
- Esteban, M. y Carmona, A. (2015). *Guía básica para interpretar los indicadores de desigualdad, pobreza y exclusión social*. Documento de trabajo. Madrid, España. EAPN, 16 pp.
- Inide. (2011). *Encuesta de Hogares Sobre Medición del Nivel de Vida, EMNV 2009. Principales Resultados: Pobreza, Consumo, Ingreso*. Managua, Nicaragua. Instituto Nacional de Información de Desarrollo. 43 pp.
- Johnson, N., Kotz, S. y Balakrishnan, N. (1994). *Continuous Univariate Distributions* (Vol. 1, 2nd ed.). New York, USA. John Wiley & Sons, INC.
- Luque, A. (2007). *Prueba de bondad de ajuste para la distribución Pareto, basada en la información de Kullback-Leibler*. Ph.D diss., Texcoco, Estado de México. Colegio de postgraduados, Campus Montecillo. 65 pp.
- Mitnik, O. (1999). *Distribución del Ingreso y Pobreza*. Documento de Trabajo. Georgetown, Washington D. C. USA. Georgetown University, Programa de Postgrado en Economía. 63 pp.
- ONU. (2009). *Diseño de muestras para encuestas de hogares: directrices prácticas*. Documento de Trabajo No. 98. Nueva York, USA. Departamento de Asuntos Económicos y Sociales, División de Estadísticas. Naciones Unidas 252 pp

6. Anexo

Anexo 1. Probabilidades del ingreso de los hogares según la distribución ajustada con intervalos estandarizados

Nº	Ingreso <i>I_g</i>	Intervalos (de ingreso) estandarizados		Probabilidades	
				100P (T)	Acumuladas
A	B	C	D	F	G
01	1,000.0		-2.74	0.31	0.31
02	2,000.0		-1.41	7.65	7.96
03	4,000.0		-1.41	13.59	21.54
04	6,000.0		-0.79	13.69	35.23
05	8,000.0		-0.38	11.82	47.05
06	10,000.0		-0.07	9.69	56.74
07	12,000.0		0.17	7.79	64.53
08	14,000.0		0.37	6.23	70.76
09	16,000.0		0.55	4.99	75.75
10	18,000.0		0.70	4.02	79.77
11	20,000.0		0.83	3.25	83.02
12	22,000.0		0.95	2.65	85.66
13	24,000.0		1.07	2.17	87.83
14	26,000.0		1.17	1.79	89.62
15	28,000.0		1.26	1.48	91.10
16	30,000.0		1.35	1.23	92.33
17	32,000.0		1.43	1.03	93.37
18	34,000.0		1.50	0.87	94.24
19	36,000.0		1.58	0.74	94.98
20	38,000.0		1.64	0.63	95.60
21	40,000.0		1.71	0.54	96.14
22	42,000.0		1.77	0.46	96.60
23	44,000.0		1.83	0.40	97.00
24	46,000.0		1.88	0.34	97.34
25	48,000.0		1.93	0.30	97.64
26	50,000.0		1.98	0.26	97.89
27	52,000.0		2.03	0.23	98.12
28	54,000.0		2.08	0.20	98.32
29	56,000.0		2.12	0.17	98.49
30	58,000.0		2.17	0.15	98.64
31	60,000.0		2.21	0.13	98.78
32	62,000.0		2.25	0.12	98.90
33	64,000.0		2.29	0.11	99.00
34	66,000.0		2.33	0.09	99.09
35	68,000.0		2.36	0.08	99.18
36	70,000.0		2.40	0.07	99.25
37	72,000.0		2.43	0.07	99.32
38	74,000.0		2.47	0.06	99.38
39	76,000.0		2.50	0.05	99.43
40	78,000.0		2.53	0.05	99.48
41	80,000.0		2.56	0.04	99.53
42	82,000.0		2.59	0.04	99.56
43	84,000.0		2.62	0.04	99.60
44	86,000.0		2.65	0.03	99.63
45	88,000.0		2.68	0.03	99.66
46	90,000.0		2.71	0.03	99.69
47	92,000.0		2.74	0.02	99.71
48	94,000.0		2.76	0.02	99.73
49	96,000.0		2.79	0.02	99.75
50	98,000.0		2.81	0.02	99.77
51	$x > 98,000$				100.00

Anexo 2. Probabilidades del ingreso de los hogares según la distribución ajustada

Nº	Ingreso I_g	Probabilidades	
		$P(I > x)$	$100 * P(I > x)$
A	Ingreso, I_g	C	D
01	6000	1.00	100.0
02	7,000	0.77	77.3
03	8,000	0.62	62.0
04	9,000	0.51	51.1
05	10,000	0.43	43.1
06	11,000	0.37	36.9
07	12,000	0.32	32.1
08	13,000	0.28	28.2
09	14,000	0.25	25.1
10	15,000	0.22	22.5
11	16,000	0.20	20.3
12	17,000	0.18	18.4
13	18,000	0.17	16.8
14	19,000	0.15	15.4
15	20,000	0.14	14.2
16	21,000	0.13	13.2
17	22,000	0.12	12.2
18	23,000	0.11	11.4
19	24,000	0.11	10.7
20	25,000	0.10	10.0
21	26,000	0.09	9.4
22	27,000	0.09	8.9
23	28,000	0.08	8.4
24	29,000	0.08	8.1
25	30,000	0.08	7.9
26	$x > 30,000$	0.07	7.3

Fuente: Elaboración propia con base a datos de INIDE, 2009.

Análisis de los determinantes del rendimiento del maíz en Nicaragua

*Rigoberto Castillo Cajina y Ricardo Bird Moreno**

Resumen

La presente investigación conlleva la estimación de un modelo lineal y otro multinomial de los determinantes del rendimiento del cultivo de maíz en Nicaragua, utilizando las encuestas agropecuarias realizadas por el Ministerio Agropecuario (MAG), en conjunto con el Banco Central de Nicaragua (BCN). Aunque ineludible, los resultados evidencian que no basta el uso de maquinaria agrícola, semillas mejoradas y fertilizantes para lograr rendimientos similares a los obtenidos en otros países de la región, como El Salvador y México. Todo proyecto orientado a aumentar el rendimiento debe contemplarse como un proceso integral para optimizar el manejo de los cultivos.

Palabras claves: Nicaragua, rendimientos del maíz, modelo lineal y multinomial, encuestas agropecuarias.

Código JEL: Q19, C5

* Especial reconocimiento al personal de la Dirección de Investigaciones Económicas del Banco Central de Nicaragua y de la Dirección de Estadísticas del Ministerio Agropecuario. Para comentarios comunicarse a los correos: rcc@bcn.gob.ni y rbm@bcn.gob.ni. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de sus autores y no representa la posición oficial del BCN.

1. Introducción

De manera frecuente se afirma que en Nicaragua existe una brecha en materia tecnológica y de capital humano, que impide que nuestros productores sean más productivos. Se han realizados esfuerzos desde el gobierno central, sector privado, instituciones y organismos internacionales, orientados a mejorar la productividad. Estos esfuerzos reflejan la importancia de la seguridad alimentaria, autosuficiencia de consumo doméstico y aumento del ingreso de las familias rurales, como formas de enfrentar la pobreza. Además de la importancia de la producción agrícola para la alimentación animal y el uso industrial.

El Ministerio Agropecuario (MAG) en conjunto con el Banco Central de Nicaragua (BCN), con apoyo del Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD) y Agencia para el Desarrollo Internacional (AID) y la asesoría del Departamento de Agricultura de Estados Unidos, han levantado encuestas agropecuarias desde 1995. Estas encuestas tienen como objetivo generar información agropecuaria de calidad, que permita mejorar la toma de decisiones del sector y la formulación de políticas. No obstante, su aprovechamiento ha sido escaso y la información recopilada es procesada solo para estimar la producción de los rubros incluidos en ellas.

Esta investigación propone un análisis de varianza para encontrar diferencias en rendimientos para distintas variables cualitativas, que se pueden rescatar de las encuestas agropecuarias. Se pretende tener una primera aproximación del impacto de variables asociadas al uso de semillas, tipo de tecnología, uso de fertilizantes y manejo agronómico del cultivo. Esto permite realizar afirmaciones empleando técnicas estadísticas con base a encuestas de alcance nacional.

Antes del análisis de varianza sobre los determinantes del rendimiento del maíz, se caracteriza la producción y los rendimientos para la época de primera del ciclo agrícola 2012/13^{1/}. Se han implementado proyectos de semilla certificada, promovidos por el gobierno nacional y la Organización

1/ Disponible en web del MAG.

de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO). Sin embargo, no se cuenta con información nacional sobre el efecto particular del uso de distintas semillas y de otros factores determinantes del rendimiento del cultivo.

Los resultados sustentan el conocimiento existente en torno a los bajos rendimientos, identifica los departamentos más productivos, el uso escaso de tecnología, el elevado uso de semilla criolla, el alto porcentaje de cultivos sin fertilizar, la fuerte concentración de productores en parcelas pequeñas y el uso destinado más al consumo humano y animal, entre otras variables analizadas. El estudio muestra que, dadas las condiciones ambientales y el manejo agronómico del cultivo, el uso de tractores tiene un efecto positivo en el rendimiento, superior al efecto del uso de semilla mejorada o certificada y de fertilizantes.

Entre las limitantes del estudio se destacan tres: (1) El alcance de las encuestas agropecuarias se limita a determinar la producción de granos básicos con inferencia a nivel de departamento, eso no permite inferir a niveles geográficos más pequeños. (2) El mayor número de variables de la encuesta son dicotómicas, al ajustar un modelo lineal, exponencial o logarítmico, se obtienen por construcción ajustes bajos. (3) La encuesta no está diseñada para establecer la forma en que las variables incluidas afectan el rendimiento, tampoco para medir el impacto de los programas implementados por el Gobierno y el sector privado.

El documento está organizado en seis partes. La primera parte contiene la presente introducción. La segunda parte establece el marco conceptual para delimitar el estudio y definir las variables a utilizar. La tercera parte justifica las técnicas de selección de la muestra. En la cuarta parte se presenta una caracterización de la producción y rendimientos del maíz en el período estudiado. La quinta parte estima dos modelos para realizar el análisis de varianza de los determinantes del rendimiento. Por último, se concluye enfatizando que las políticas de apoyo al productor deben ser integrales, donde la entrega de semilla por sí sola, es insuficiente para aumentar el rendimiento.

2. Marco conceptual

2.1. Origen e importancia del maíz

Según Ranere, A. et al. (2009) existe evidencia molecular que indica que el antecesor del maíz es una planta nativa del trópico seco del sur oeste de México. El maíz pertenece al grupo de gramíneas más importantes y corresponde a la especie *Zea Mays*, originaria de América. Se estima que apareció hace más de ocho mil años y una de las hipótesis con mayor fuerza es que comenzó a cultivarse a partir de la teosinte, una maleza silvestre que tiene cinco especies en México, Guatemala y Nicaragua.

El maíz se difundió en el mundo entre los siglos XVI y XVIII. En la actualidad, cumple una función importante en la alimentación de más de 400 millones de habitantes (Ibid). Este grano es el cultivo de mayor relevancia a nivel mundial, tanto por su volumen de producción, diversidad de uso y cantidad de países productores. El mayor destino es para consumo forrajero y la fabricación de fructosa, aceites y combustibles, habiéndose distinguido más de 600 derivados (Mific, 2007).

A nivel mundial, en el ciclo 2011/12 se produjo un aproximado de 883.3 millones de toneladas métricas de maíz (19,471 millones de qq.), de las cuales 35.5 por ciento pertenece a Estados Unidos, superior al segundo productor que fue China, cuya producción representó 21.8 por ciento del total. Para el ciclo 2012/13, se produjo 855.1 millones de toneladas métricas (USDA, 2013).

En materia de productividad, el rendimiento promedio de la siembra de maíz en Estados Unidos sobrepasa los 100 qq/mz (USDA, 2013), superior a los 19 qq/mz que exhibe Nicaragua^{2/}. Por su parte, en Centroamérica, El Salvador, Costa Rica y Guatemala son los que tienen mayores rendimientos, los que sobrepasaron en 133.7, 40.7 y 33.1 por ciento, respectivamente, a los de Nicaragua, en el período 2001-2012. Según la misma fuente en El

2/ Conforme las cifras procesadas de las encuestas de producción. El MAG en sus informes reporta rendimientos entre 21 y 22 qq/mz.

Salvador, el rendimiento promedio (44.4 qq/mz) se acerca al de México (46.1 qq/mz) y son seguidos por Belice (39.8 qq/mz).

En cuanto al comercio exterior nicaragüense, en el período 2000-2012, las exportaciones de maíz promediaron 1.2 millones de dólares anuales (US\$1.1 millones por maíz blanco), mientras las importaciones fueron 19.4 millones de dólares anuales (US\$18.1 millones correspondieron a compras de maíz amarillo). En términos de volumen, las exportaciones promedio anuales ascendieron a 4,982 toneladas (99.8% maíz blanco) y las importaciones a 77,221 toneladas (95% maíz amarillo). Con relación a la producción total, las exportaciones de maíz representan cerca de 1.5 por ciento, denotando el uso preponderante de la producción para el consumo interno (DGA, 2012).

En términos de valor bruto de producción, para el período 2011-2012, el maíz representó 7.0 por ciento de la producción agrícola. En relación a la producción agrícola para el consumo interno, el maíz destinado para este fin representó el 12.3 por ciento, similar a la producción de arroz y de frijoles.

Según el BCN, para el año 2007, la producción de maíz representó el 55 por ciento de la oferta total, mientras las importaciones representaron 30 por ciento, correspondiendo el restante a márgenes de comercialización y transporte. Por la demanda, el 38 y 56 por ciento, correspondieron al consumo intermedio y consumo final^{3/}.

El maíz es un producto relevante en la dieta de los nicaragüenses, es consumido por el 80 por ciento de la población en forma de tortilla (Magfor, 2004), representa cerca de 29 por ciento de la energía dietética del nicaragüense (FAO y UE, 2010). El consumo de maíz y sus derivados, para los habitantes del área urbana de las cabeceras departamentales y de las dos Regiones Autónomas del Caribe del país, ascendía a 1.0 por ciento. A nivel de quintiles, el quintil más pobre destina un poco más del 2.0 por ciento de su ingreso al consumo de maíz y derivados, 5 veces más, en términos

3/ A precios de 2006.

porcentuales, que el porcentaje destinado para este fin por las familias del quintil 5 (BCN, 2007).

El consumo de maíz con alto contenido de proteínas mejora el estado nutricional de los niños que lo consumen (Ortega, E. et al. 2008). Así, el consumo de maíz podría ayudar a reducir la alta prevalencia de desnutrición crónica y de anemia, las cuales en Nicaragua alcanzan 21.7 y 11.8 por ciento del total de niños, respectivamente (PNUD, 2009).

Debido a la importancia del maíz en materia de seguridad alimentaria y a la relevancia de este cultivo en relación a la producción agropecuaria, el Gobierno y la cooperación internacional han impulsado programas orientados a entregar semillas mejoradas y capacitar a los productores. El objetivo detrás de estos programas es aumentar el rendimiento de los cultivos, pero según las encuestas procesadas aún queda espacio para aprovechar de mejor manera los esfuerzos realizados.

2.2. Determinantes del rendimiento del cultivo de maíz

El rendimiento del cultivo de maíz, como en todos los cultivos, tiene componentes fijos, difícilmente modificables por el productor y componentes variables, los cuales el productor puede ajustar con base a su conocimiento y experiencia del cultivo. La forma y cuantía en cómo estos componentes afectan el rendimiento suelen determinarse a través de investigaciones en el campo experimental. A pesar de que esta investigación no es de carácter experimental, se requiere del conocimiento básico de los factores de producción del maíz, a fin de justificar las variables que serán utilizadas en el análisis de varianza. A continuación se presentan los determinantes reales del rendimiento del cultivo en estudio.

La literatura sugiere que los determinantes del rendimiento del cultivo de maíz son diversos y varían de acuerdo a las particularidades de cada región (Bartolini, R. 1990; Parsons, D., 1999; Mific, 2007; Renare A. et al. 2009). Entre los factores fijos se encuentran la disponibilidad de luz y anhídrido carbónico, duración de estación de cultivos y suelos. Entre los factores variables se encuentran el riego, fertilización, deshierbe y genotipo

(Bartolini, R. 1990). En todos estos elementos, de acuerdo a Parsons, D., (1999), el factor genético es el más importante, mientras los ambientales lo son hasta cierto punto. El tipo de semilla a utilizar debe ajustarse a las condiciones ambientales y el manejo del cultivo debe acomodarse al tipo de semilla y al entorno ambiental.

Considerando la gran variedad de semillas y ecosistemas, es imposible abordar el manejo y condiciones ambientales óptimas para cada una de ellas. Por lo tanto, se describen aspectos genéricos relativos al impacto sobre el rendimiento del maíz (Parsons, D., 1990). Específicamente, se consideran elementos asociados a: clima, suelo, preparación del campo, fertilización, manejos de la siembra y del cultivo.

El maíz es un cultivo que soporta un rango de temperatura bastante amplio (10-40°C), lo que permite que se cultive en diversas regiones y países, la temperatura óptima oscila entre 20-30°C y necesita suficiente agua, más no en cantidades que saturen el suelo. Requiere sol para su crecimiento, especialmente en la época de floración (20°C mínima) y se recomienda sembrar en áreas que se encuentren a alturas mayores o iguales a 300 metros sobre el nivel del mar (la óptima alrededor de 550 msnm) con una máxima de 1,000 msnm. Lo anterior deja en desventaja las zonas bajas del Pacífico nicaragüense, que mantienen temperaturas superiores a 30°C y se encuentran próximos al nivel del mar, mientras en las zonas más altas y en el Caribe se debe poner principal atención a la retención de aguas, erosión y al drenaje de los suelos.

El maíz se adapta mejor a suelos profundos y fértiles, con textura franca que facilite la absorción de humedad y nutrientes, suelos granulares con alto contenido de materia orgánica y un pH entre 6 y 7. Por ello, los suelos aluviones cerca de ríos y suelos vírgenes con vegetación natural exuberante (que no obstruya la luz solar) y pendientes bajas, tienden a favorecer el cultivo de maíz. Aquellos suelos que no tengan estas propiedades imponen un reto adicional al manejo del cultivo y encarecen los costos de producción mediante la aplicación de insumos. Por ejemplo, estiércol, material orgánico, abono verde o cal en caso de que se requiera aflojar la arcilla, mejorar su drenaje o realizar aplicación de azufre, según sea el caso.

A fin de aumentar el rendimiento del cultivo de maíz se requiere una adecuada preparación del suelo. La fertilización es fundamental en todas las etapas del cultivo, especialmente para aquellas variedades híbridas y su efectividad depende de la cantidad y época de aplicación, la que determina el tipo de fertilizante a utilizar. Por ejemplo, se estima que para alcanzar un rendimiento de 400 ton/ha, se requiere utilizar 110 kg de nitrógeno, 40 kg de fósforo, 80 kg de potasio, 7 kg de calcio, 6 kg de magnesio y otros 6 kg de azufre (Parsons, D., 1999).

En países en donde se depende más de las lluvias, la siembra del maíz debe realizarse al inicio de la estación lluviosa y esperar a que la temperatura del suelo alcance 10°C. Esta es la razón de que existan tres épocas de siembra en Nicaragua: la primera coincide con el inicio de las lluvias, la postrera se realiza posterior a la canícula (interrupciones de lluvia a mediados de julio) para aprovechar el reinicio del período lluvioso, y apante que se realiza en las zonas donde las lluvias continúan después de noviembre.

El manejo agronómico del cultivo tiene una alta incidencia en su rendimiento y comprende el control de las malezas, aporque y escaldado, suministro de agua de ser necesario, desespigamiento, combate de plagas y enfermedades para proteger al grano. Las malezas compiten con las plántulas en luz y nutrientes y la selección del herbicida debe considerar el tipo de maleza, clima, suelo y el método de aplicación. Por su parte, el aporque ayuda a eliminar malezas de forma mecánica, beneficia al anclaje de las plantas, contrarrestando los efectos negativos del viento y facilita el riego en surcos. El desespigamiento sirve para eliminar espigas en exceso a las requeridas para la polinización (se deja cerca del 25% de las espigas), con lo que se garantizan más nutrientes a los granos, aumentando la producción entre 5 y 20 por ciento.

En resumen, los determinantes del rendimiento son diversos y están vinculados entre sí, lo que impone fuertes restricciones a la estadística de variables nominales de las encuestas de producción utilizadas, debilitando su efectividad para fines predictivos. No se puede avanzar en lograr estimaciones de rendimiento sin estudios experimentales. Sin embargo, queda el espacio para el análisis descriptivo que permita identificar

aproximaciones a los determinantes descritos con el análisis de varianzas, contar con una visión de las diferencias en rendimiento entre ciertas categorías y obtener pautas para generar algunas conclusiones generales, que permitan identificar recomendaciones de política y mejorar los instrumentos de recolección de información.

3. Marco muestral y selección de muestra

3.1. Encuestas de producción agropecuaria y selección de ciclos

Para el desarrollo de esta investigación se contó con las bases de datos de las encuestas agropecuarias, la descripción metodológica se encuentra en el documento “Encuestas agropecuarias por muestreo” (Magfor, 1995). Estas fueron iniciadas en 1995 con el apoyo del PNUD y AID, con la asesoría del Departamento de Agricultura de Estados Unidos. Tienen el objetivo de generar información para mejorar la toma de decisiones del sector agropecuario y la formulación de políticas en las áreas de mayor sensibilidad como la seguridad alimentaria. El aprovechamiento de las encuestas se ha limitado a estimar la producción de los sectores incluidos por ejemplo, granos básicos, café y hato ganadero.

La cobertura inicial de las encuestas agropecuarias incluían todos los departamentos del país, exceptuando la Región Autónoma del Caribe Norte que fue incorporada en 2005. El marco muestral está dado por un marco cartográfico, que utilizó como base las hojas topográficas a escala 1: 50,000. La superficie de cada departamento fue particionada en distintas áreas, las cuales se estratificaron de acuerdo al porcentaje que representaba la tierra cultivable, en relación al área total.

Una vez estratificados los sectores, fueron cuadrículados y de forma aleatoria se seleccionaron puntos de estas cuadrículas, de acuerdo a reglas específicas, se asignaron a las fincas que las contenían, convirtiéndose éstas en las unidades de estudio. De forma aleatoria fueron seleccionadas 5,600 fincas, con las que se estima contar con información con margen de error menor al 10 por ciento, un nivel de confianza de 95 por ciento y una desagregación por departamento.

Las encuestas agropecuarias se realizan para estimar la producción en cada ciclo agrícolas de primera, postrera y apante. Además se han realizado encuestas de costos de producción para distintos cultivos. En un principio, los datos eran únicamente relativos al área sembrada, área cosechada, producción y rendimiento de granos básicos y café. Posteriormente se incorporaron variables socioeconómicas, mejorando así la calidad de la información.

La selección de la época de primera para el análisis radica en la importancia relativa de ésta dentro del total de la producción (entre el 62% y 73% de la producción se obtiene en el ciclo de primera). Asimismo, se consideró que la siembra de apante se realiza únicamente en ciertas regiones, lo que impide hacer el análisis descriptivo para todos los departamentos.

En cuanto a las encuestas a considerar para el análisis estadístico de los determinantes del rendimiento, se pensó en un inicio realizar un estudio de panel, lo que no fue posible porque las unidades encuestadas no son las mismas en todas las encuestas. Se decidió realizar un estudio de corte transversal para la encuesta 2012/13. Los métodos que se estiman en la sección 5.2 tomaron como base 2,858 fincas encuestadas que reportaron producción de maíz.

Los datos usados en el análisis descriptivo de la sección 4 son cifras expandidas, mientras que los datos empleados en las regresiones no lo son. Debido a que las regresiones procuran encontrar diferencias significativas en rendimiento entre las fincas que fueron encuestadas y no estimar la producción total.

4. La producción y rendimiento del maíz en la épocas de primera

En esta sección se caracteriza el uso de la tierra, aspectos relativos a la producción y características socio económicos de las fincas. La encuesta refleja la preponderancia de la condición jurídica en forma de propiedad privada individual (98.5%) y el uso del área de las fincas como pasto. Estos

últimos han representado el 58.2 por ciento del área total, seguidos por el área de tacotales (12.8%), cultivos anuales (12.1%) y forestales (10.0%).

El área sembrada de granos básicos en el ciclo 2012/13 fue de 901,9 miles de manzanas. Dentro de este total, el maíz es el cultivo con mayor cantidad de áreas (51.8%), seguido por el frijol (36.2%). Estas participaciones distaron sustancialmente del sorgo, cuya área representó el 6.6 por ciento del total, y del arroz seco, que apenas representa el 2.6 por ciento.

Del total de la producción de maíz, el 66.9 por ciento se ha producido en la época de primera, 25.3 por ciento en postrera y apenas el 7.9 por ciento en apante. En promedio, en la época de primera, se sembraron 316.2 miles de manzanas. En apante es la época en que se siembra menos área de maíz (7.9%), contrario al frijol rojo y negro, cuya producción en esta época es de 40.4 y 45.4 por ciento, respectivamente.

Los departamentos en donde se siembra más maíz de primera han sido Jinotega, Matagalpa y Nueva Segovia, las que en su conjunto representaron 47.1 por ciento del total de área sembrada. Al respecto, las mayores producciones se dan en estos departamentos, los que en su conjunto han producido el 67 por ciento del total. Siguiendo a estos departamentos, aparecen Siuna (6.5%), Estelí (4.7%) y Chinandega (4.0%).

El rendimiento promedio de la siembra de maíz en la época de primera ha sido de 19.1 quintales por manzana. Los mayores rendimientos se han logrado en Nueva Segovia (33.5 qq/mz), Jinotega (25.1 qq/mz) y Masaya (21.0 qq/mz). El resto de departamentos se encuentra por debajo de la media, presentándose los menores rendimientos en Carazo (9.6 qq/mz), Boaco (11.6 qq/mz) y Caribe Sur (12.0 qq/mz).

En el período 2012/13, el 48.8 por ciento de la producción se destinó a la venta, el 37.4 por ciento al consumo humano y 10.9 por ciento al consumo animal. El 2.5 por ciento de la producción fue destinado para el uso de semilla.

Con relación a las fincas en las cuales se cosecha maíz, el 38.4 por ciento del área sembrada se dio en fincas de entre 5 y 25 manzanas; el 30.2 por ciento en fincas de entre 25-100 manzanas y 16.5 por ciento en fincas de entre 0.1 a 5 manzanas. Similares porcentajes se presentan al analizar la producción, denotando escasa diferencias en rendimiento en dependencia del tamaño de las fincas. En la mayoría de éstas (91.2%) no llevan registros contables, apenas el 1.2 por ciento lleva registro formal.

Existe una diferencia marcada entre el rendimiento en dependencia del tipo de equipo utilizado para roturar el suelo. En aquellas fincas en que se utilizó tractor, el rendimiento promedio ascendió a 35.9 quintales por manzana, en las que utilizaron bueyes, el rendimiento fue de 21.4 quintales por manzana y 15.8 quintales por manzana en las que usaron espeque. Cabe señalar, que del total de fincas, solo el 3.9 por ciento de ellas utilizaron tractores, mientras que el 72.9 por ciento roturaron con espeque u otro medio artesanal. Esto obedece en gran medida, a que el cultivo de granos básicos en Nicaragua se concentra en unidades de producción familiar de pequeños y medianos productores, para quienes resulta imposible utilizar maquinaria agrícola como la mencionada anteriormente (Inide-MAG, 2013).

5. Análisis de varianza del rendimiento del maíz

5.1. Selección de variables

Como se mencionó en la sección 2.2 las variables que determinan el rendimiento del cultivo de maíz son diversas. No obstante, se puede clasificar las mismas en los siguientes grupos: ambientales, genéticas y manejo agronómico del cultivo. Cualquier intento de estimar los determinantes del rendimiento debe contar con medidas relativas a temperatura, altura, cantidad de agua, tipo de suelo, pendientes, luminosidad, tipo de semilla y variables asociadas a la fertilización, manejo de siembra y de cosecha.

La encuesta de producción 2012/13, si bien brinda la ubicación de las parcelas, no cuenta con mapas de isobaras, isotermas, isoyetas, ni de luminosidad que permita asociar dichos datos a las parcelas encuestadas. Por ello, asumiendo que a nivel de departamento las características mencionadas

son similares. Se realizó una clasificación *ad hoc* de los departamentos en tres categorías: precipitación alta, media y baja, con base a datos de precipitaciones históricas registradas en las estaciones pluviométricas más cercanas. Esta clasificación se sometió a consideración de los técnicos de la Dirección de Estadísticas del MAG, quienes con todas las reservas conceptuales y disponibilidad de información señalaron, al igual que los autores, que esta clasificación podría ser una primera aproximación a las variables ambientales.

Con la encuesta se cuenta con la información de la pendiente predominante de la finca y el mes de siembra, variables que fueron utilizadas como *proxies* de las variables ambientales. Las pendientes se clasificaron en cuatro grados, incrementándose en la medida en que pasa del grado 1 al 4 y de acuerdo a la conceptualización realizada en la sección 2.2., se debe esperar, *ceteris paribus*, un mayor rendimiento en suelos con pendientes planas, los que facilitan el uso de maquinaria para la preparación y manejo del suelo, fertilización de los cultivos e infiltración uniforme del agua. Por su parte, el rendimiento logrado al sembrar en el mes de mayo podría indicar una mayor oportunidad de la disponibilidad de agua para una efectiva germinación de la semilla. Existen factores que tienden a reducir el efecto de estas variables, tales como el drenaje de suelos, requerimientos de las semillas y la forma en que se cultiva, sin mencionar el uso de fertilizantes y manejo de los cultivos.

En cuanto a las variedades de las semillas, la encuesta señala 65 variedades. Dada la baja participación de algunas variedades y el gran número de ellas, a fin de realizar el análisis de varianza, se procedió a clasificar las mismas en tres categorías: criolla, mejorada e híbrida, conforme recomendaciones de técnicos de la Dirección de Estadísticas del MAG. Esta última clasificación es la utilizada en el análisis de varianza ^{4/}.

El efecto de fertilizar en el rendimiento se captura a través de una variable categórica, en la cual el encuestado responde si utiliza o no fertilizantes, por lo que esta variable categórica es utilizada como *proxy* del efecto de fertilizar en el rendimiento.

4/ Se ensayaron distintas clasificaciones sin que los resultados hayan diferido significativamente.

Tabla 1. Rendimiento por tipos de semillas*(quintales por manzana)*

Variedad semilla	Área sembrada	Área perdida	Área cosechada	Área a cosecha	Total área cosechada	Producción	Rendimiento
DEKALAB-233	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1	7.8	80.0
I-991	7.7	0.1	7.4	0.2	7.6	403.8	53.1
Brasil	0.2	0.0	0.2	0.0	0.2	7.4	41.4
Guayapele	0.6	0.0	0.1	0.5	0.6	22.5	39.5
Ligero	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1	2.1	33.3
Tuza rosada	0.4	0.0	0.2	0.2	0.4	11.3	31.4
DR-64	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	30.0
Híbrido H-INTA 991	1.8	0.1	0.0	1.7	1.7	50.7	29.7
H-53	0.1	0.0	0.1	0.0	0.1	2.4	29.5
NB-90	0.1	0.0	0.1	0.0	0.1	2.2	25.6
Catacama	3.9	0.6	1.2	2.1	3.3	82.9	24.9
Holote rojo	0.6	0.0	0.0	0.6	0.6	15.4	24.6
H5	24.4	4.9	11.1	8.4	19.4	468.3	24.1
Mazorca de oro	0.1	0.0	0.1	0.0	0.1	2.9	24.0
INTA amarillo	0.9	0.0	0.0	0.8	0.9	20.1	22.9
Tuza amarilla	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	22.8
HS-5	0.7	0.1	0.5	0.0	0.6	12.6	22.2
HS-8	0.3	0.0	0.0	0.3	0.3	7.1	21.8
Maíz blanco	4.8	1.7	1.9	1.2	3.2	69.3	21.8
NB-6	48.9	9.7	28.2	11.1	39.3	791.8	20.2
INTA rojo	0.2	0.0	0.2	0.0	0.2	3.0	20.0
AH-36	0.2	0.1	0.1	0.0	0.1	1.8	20.0
Breve	0.1	0.0	0.1	0.0	0.1	1.2	20.0
CA-45	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.6	20.0
H-6	0.1	0.0	0.1	0.0	0.1	2.2	20.0
NB-2	3.2	0.0	3.2	0.0	3.2	63.0	20.0
Mejorado	27.5	3.4	15.9	8.2	24.1	471.7	19.6
HS-93	0.4	0.0	0.0	0.4	0.4	6.8	17.4
Santa rosa	0.5	0.4	0.1	0.0	0.1	1.3	17.3
Maízón / Jalapeño	31.5	3.5	22.5	5.6	28.1	481.5	17.2
Criollo	71.2	9.4	49.4	12.4	61.8	996.8	16.1
NB-5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	16.0
Amarillo	1.9	0.4	1.4	0.2	1.5	24.8	16.0
Maicillo	3.8	0.7	3.1	0.0	3.1	49.2	15.7
Holotillo	22.4	3.8	15.1	3.5	18.6	280.4	15.1
Nicaragua II	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1	1.2	15.0
Maicito	6.4	1.4	4.8	0.2	5.0	75.4	15.0
Híbrido	1.2	0.5	0.4	0.4	0.8	11.2	14.8
Cuarenteño	2.5	1.0	1.0	0.4	1.5	21.0	14.5
Tuza morada	8.3	0.5	5.8	2.0	7.8	110.8	14.2
MQ	0.3	0.0	0.0	0.2	0.3	3.4	13.4
Rosa	1.7	0.4	1.3	0.0	1.3	16.6	13.1

.../..

Tabla 1. Rendimiento por tipos de semillas*(quintales por manzana)**(continuación)*

Variedad semilla	Área sembrada	Área perdida	Área cosechada	Área a cosecha	Total área cosechada	Producción	Rendimiento
Tuza blanca	5.2	1.2	4.0	0.0	4.0	51.5	12.9
HS-56	0.2	0.0	0.0	0.1	0.2	2.1	12.6
Maíz Masatepe	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	12.5
C-3-83	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	12.0
Variedad NB-9043	0.6	0.1	0.5	0.0	0.5	5.8	12.0
H-41	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.3	12.0
Maicena	0.1	0.1	0.1	0.0	0.1	0.8	12.0
Acro	0.4	0.2	0.2	0.0	0.2	3.0	11.9
Pujagua pinolero	0.2	0.1	0.1	0.0	0.1	1.4	10.6
NB-100	1.1	0.0	1.1	0.0	1.1	11.2	10.3
Rocomex	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	10.0
Chilamate	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	10.0
Holote rosado	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	8.0
Masaya	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	8.0
Tico	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.3	8.0
Salco	1.2	0.1	0.8	0.3	1.0	6.7	6.5
Cubano	0.3	0.0	0.1	0.2	0.3	1.8	6.1
LP-21	0.9	0.0	0.9	0.0	0.9	2.6	3.0
Nutrinta amarillo	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	2.0
Amatamba indio	0.1	0.0	0.1	0.0	0.1	0.1	1.0
TO TAL	289.5	44.5	183.5	61.5	245.0	4,693.1	19.2

Fuente: Encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13, procesamiento propio.

Cabe señalar, que en el rendimiento no sólo afecta si se fertiliza o no, sino que debería considerarse el tipo de fertilizante, etapa de aplicación, tipo de suelo y el tipo de siembra utilizado, pero no se cuenta con dicha información.

La encuesta recoge si el cultivo de maíz es intercalado o no, utilizándose esta variable nominal como explicativa del modelo de análisis de varianza. Considerando las características de la finca (pequeño tamaño, escasa tecnología y dificultades propias en el manejo del cultivo), se espera que las variedades intercaladas quiten nutrientes a las plantas de maíz, reduciendo el rendimiento de éstas y aumentando los requerimientos de fertilización.

De la encuesta se recoge el tipo de roturación del suelo, como la variable nominal que permite conocer la calidad de preparación y manejo del suelo. El sistema de roturación se clasifica en tractor, bueyes y otros. Es de esperar

que en aquellas fincas donde se utilice tractor, el rendimiento sea mayor, por que el manejo de esta maquinaria se facilita en suelos planos. El uso de tractor permite una mejor deshierba y roturación del suelo; facilitando la fijación de las raíces, la infiltración más uniforme del agua y el mejor aprovechamiento de nutrientes.

5.1. Análisis exploratorio

Los rendimientos esperados por departamentos deben diferir dadas las distintas características entre ellos, tanto de suelo, como de temperatura y precipitación.

Tabla 2. Rendimientos versus otras variables productivas por departamento
(porcentaje dentro de cada departamento)

Departamento	Área (miles mz.)		Producción (miles qq)	Rendimiento (qq/mz)	Variedad de semilla (%)		
	Sembrada	Cosechada			Criolla	Mejorada	Híbrida
Boaco	0.4	0.3	0.0	15.2	15.9	14.2	25.5
Carazo	1.4	1.9	0.1	6.2	5.8	7.1	1.6
Chinandega	1.1	1.5	0.1	12.8	11.9	16.2	
Chontales	2.4	2.6	0.1	13.1	14.0	12.5	0.0
Estelí	0.2	0.2	0.0	14.8	13.2	15.7	26.4
Granada	5.9	7.9	0.6	10.7	10.3	10.9	20.0
Jinotega	1.3	1.1	0.0	26.6	21.5	32.2	21.6
León	2.2	2.6	0.1	11.5	10.6	12.5	13.8
Madriz	0.8	0.7	0.0	17.5	17.5	16.3	20.9
Managua	0.4	0.6	0.0	9.8	9.1	11.2	7.3
Masaya	7.6	8.8	0.5	16.6	14.1	20.2	12.4
Matagalpa	2.9	3.6	0.3	16.6	15.2	18.2	15.2
Nva. Segovia	3.1	3.3	0.1	27.3	22.7	24.5	33.5
RAAN	1.4	1.9	0.1	13.0	13.4	12.8	11.3
Río San Juan	0.3	0.2	0.0	12.7	12.2	12.6	16.8
Rivas	1.3	1.6	0.1	7.0	6.0	12.2	
Zealya Centro-Oeste	34.5	40.8	2.1	13.4	13.6	13.4	9.0
% dentro del total	67.2	79.6	4.2	14.5	12.8	15.6	22.6

Fuente: encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13, procesamiento propio

En la Tabla 2 se muestran los rendimientos promedios por departamento para la época de primera del ciclo 2012/2013. Se observa que en los departamentos de Nueva Segovia y Jinotega se presentan los mayores rendimientos, seguidos por Madriz, Masaya, Matagalpa y Boaco, con diferencias cercanas a 40 por ciento entre los dos grupos. El mayor

rendimiento en Nueva Segovia y Matagalpa es consistente con el mayor uso de semilla híbrida, comparado a la ausencia de uso de este tipo de semillas en departamentos como Rivas, Carazo y Managua, en los cuales los rendimientos son bajos.

Al clasificar el rendimiento en tres categorías *ad hoc*: alto (>25 qq/mz), medio (entre 15 y 25 qq/mz) y bajo (<15 qq/mz), se observa que el rendimiento promedio de los cultivos que utilizan semilla híbrida es de 25.6 qq/mz, superior en 160 por ciento al rendimiento utilizando semilla criolla (*ceteris paribus*). Asimismo, dentro de la categoría de rendimientos altos, la variedad de semilla híbrida supera en 1.36 veces al obtenido con semilla criolla.

Tabla 3. Rendimiento por variedad de semilla
(*quintales/manzana*)

Categoría de rendimiento	Variedad de semilla			
	Criolla	Mejorada	Híbrida	Total general
alto	33.3	36.5	45.3	36.5
bajo	9.1	9.2	9.6	9.1
medio	17.9	17.6	18.4	17.8
Total general	15.2	17.5	25.6	16.7

Fuente: encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13, procesamiento propio

La Tabla 4 refleja resultados similares, que sugieren una diferencia significativa entre el uso de semilla criolla, mejorada e híbrida. Conforme a la clasificación realizada, el 50 por ciento de los casos, el uso de semilla criolla implica bajos rendimientos y apenas el 11 por ciento se logran rendimientos altos.

El uso de semilla certificada en Nicaragua, que abarca parte de las semillas híbridas y mejoradas, es relativamente bajo. Esto es consistente con los resultados presentados por el estudio del IICA (2009), en el que se menciona que en Nicaragua se utiliza un 24 por ciento de semillas mejoradas, por debajo de la región centroamericana (46%) y aún más lejos del porcentaje utilizado en El Salvador (91%).

Tabla 4. Rendimiento por variedad de semilla
(porcentajes)

Categoría de rendimiento	Variedad de semilla			
	Criolla	Mejorada	Híbrida	Total general
Alto	11.0	18.4	34.1	15.4
Bajo	50.0	43.0	22.4	45.5
Medio	39.0	38.6	43.5	39.1
Total general	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13, procesamiento propio

Los mayores rendimientos parecen asociarse al uso de fertilizantes, aunque en menor escala que la variedad de la semilla. Por ejemplo, en Madriz se tienen los más altos porcentajes de fincas fertilizadas. No obstante, tiene rendimientos menores que Jinotega (68.5% de las fincas fertilizan) y rendimientos similares a los de Boaco, en donde apenas el 22.2 por ciento de las fincas utilizan fertilizantes. Por otra parte, Estelí, León y Chinandega tienen niveles de fertilización por encima de Jinotega, sin embargo, los rendimientos son marcadamente menores, denotando posiblemente los efectos de las diferencias entre las condiciones ambientales, tipos de suelo y uso de mejores semillas.

Tabla 5. Caracterización de siembra por departamento
(porcentaje dentro de cada departamento)

Departamento	Fertiliza		Intercala		Roturación			Pendiente ^{1/}				Mes de siembra		
	Si	No	Si	No	Tractor	Animal	Ninguno	1	2	3	4	Mayo	Junio	Julio
Boaco	21.2	78.8	6.1	93.9	0.6	3.4	96.1	7.8	14.5	31.3	46.4	75.4	23.5	1.1
Carazo	29.9	70.1	42.9	57.1	1.4	58.2	40.5	50.3	26.2	20.7	2.7	69.0	30.6	0.3
Chinandega	80.2	19.8	6.6	93.4	10.4	38.7	50.9	30.2	29.2	28.3	12.3	95.3	4.7	0.0
Chontales	23.9	76.1	3.0	97.0	3.0	3.5	93.5	13.4	19.9	39.3	27.4	63.2	36.8	0.0
Estelí	84.0	16.0	13.8	86.2	2.2	57.5	40.3	16.6	21.5	41.4	20.4	98.3	1.7	0.0
Granada	76.4	23.6	10.9	89.1	1.8	70.0	28.2	67.3	6.4	6.4	20.0	62.7	36.4	0.9
Jinotega	68.5	31.5	3.9	96.1	2.8	26.4	70.9	2.0	15.4	29.5	53.1	77.6	22.4	0.0
León	84.3	15.7	16.9	83.1	13.3	59.0	27.7	51.8	15.7	21.7	10.8	96.4	3.6	0.0
Madriz	90.5	9.5	5.4	94.6	2.0	55.8	42.2	20.4	27.2	38.1	14.3	97.3	2.7	0.0
Managua	44.7	55.3	23.9	76.1	3.5	39.4	57.1	29.6	32.3	29.6	8.4	86.3	12.4	1.3
Masaya	75.6	24.4	15.3	87.7	26.7	60.3	13.0	58.0	32.1	9.2	0.8	65.6	33.6	0.8
Matagalpa	42.0	58.0	1.3	98.7	1.3	13.3	85.4	11.1	32.3	47.3	9.3	81.9	17.7	0.4
Nva. Segovia	88.1	11.9	2.0	98.0	14.9	27.4	57.7	11.4	36.8	30.3	21.4	68.2	30.3	1.5
RAAN	11.2	88.8	0.0	100.0	0.0	0.0	100.0	5.6	34.5	50.4	9.4	92.0	7.7	0.3
Río San Juan	28.0	72.0	0.6	99.4	0.0	9.8	90.2	28.0	18.9	26.8	26.2	70.1	29.9	0.0
Rivas	63.9	36.1	3.6	96.4	2.4	51.5	46.2	27.2	36.7	33.7	2.4	47.3	45.0	7.7
Zealya Centro-Oeste	33.3	66.7	0.0	100.0	1.7	6.9	91.3	7.6	16.7	44.1	31.6	52.8	46.5	0.7
% dentro del total	55.6	44.4	9.2	90.8	5.2	34.2	60.7	25.8	24.5	31.1	18.6	76.4	22.7	0.9

1/ : De menor a mayor pendiente.

Fuente: Encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13, procesamiento propio.

Al separar el rendimiento por uso de fertilizantes, se observa que el rendimiento promedio de aquellas fincas que fertilizan es de 18.1 quintales por manzana, lo que no es superior al rendimiento obtenido por las fincas que no fertilizan, denotando que existen variables relativas a condiciones ambientales, manejo y tipo de semilla que son más relevantes. También puede apreciarse que las fincas grandes son las que más fertilizan.

Tabla 6. Rendimiento por uso de fertilizantes
(rendimientos qq/mz)

Categoría de rendimiento	Uso de fertilizante		
	Fertiliza	No fertiliza	Total general
Alto	37.8	31.6	36.5
Bajo	9.0	9.3	9.1
Medio	18.1	17.5	17.8
Total general	19.7	13.8	16.7

Fuente: Encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13, procesamiento propio.

Tabla 7. Tamaño de finca por uso de fertilizante
(rendimientos qq/mz)

Tamaño de finca	Uso de fertilizante		
	Fertiliza	No fertiliza	Total general
1-2 Mzs	45.3%	54.7%	100%
2-5 Mzs	50.4%	49.6%	100%
>5 Mzs	63.5%	36.5%	100%
Total general	49.5%	50.5%	100%

Fuente: Encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13, procesamiento propio.

Al analizar el rendimiento según modalidad de siembras, se observa un mayor rendimiento en aquellas que no intercalan cultivos, sugiriendo que intercalar cultivos reduce los nutrientes disponibles para la producción de maíz. Las mayores diferencias se presentan en aquellas fincas clasificadas como rendimiento alto, las fincas que no intercalan cultivos tienen un rendimiento mayor en 4.5 quintales por manzana.

Tabla 8. Rendimiento por cultivos intercalados
(rendimientos qq/mz)

Categoría de rendimiento	Intercala		Total general
	Si	No	
Alto	32.1	36.6	36.5
Bajo	7.2	9.4	9.1
Medio	17.5	17.8	17.8
Total general	10.9	17.3	16.7

Fuente: Encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13, procesamiento propio.

La roturación utilizada para la preparación del suelo sugiere que se logra un mayor rendimiento en las fincas que utilizan tractores, en las cuales el rendimiento promedio alcanza 31.5 quintales por manzana, el doble de los conseguidos utilizando bueyes y espeque. Estos mayores rendimientos podrían asociarse al mayor uso de semillas híbridas en ciertos departamentos como Masaya, Nueva Segovia y Jinotega. Por su parte, si bien en Chinandega, el uso de tractores es alto (10.4% contra 5.2% de promedio nacional) los rendimientos son bajos, lo que podría ser consistente con las condiciones ambientales poco favorables en materia de humedad, temperatura, altura y velocidad de los vientos. En general el uso de tractores aún es mínimo (8.8%), tal como se presenta en la Tabla 10.

Tabla 9. Rendimiento por tipo de roturación
(rendimientos qq/mz)

Categoría de rendimiento	Uso de fertilizante			
	Tractor	Bueyes	Espeque	Total general
Alto	47.9	38.1	32.1	36.5
Bajo	9.6	8.5	9.3	9.1
Medio	19.0	18.4	17.5	17.8
Total general	31.5	18.4	15.2	16.7

Fuente: Encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13, procesamiento propio.

Tabla 10. Tamaño de finca por tipo de roturación
(rendimientos qq/mz)

Tamaño de finca	Uso de fertilizante			
	Tractor	Bueyes	Espeque	Total general
1-2 Mzs	3.4%	35.4%	61.3%	100%
2-5 Mzs	3.4%	25.4%	71.2%	100%
>5 Mzs	8.8%	19.9%	71.3%	100%
Total general	4.1%	29.7%	66.2%	100%

Fuente: Encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13, procesamiento propio.

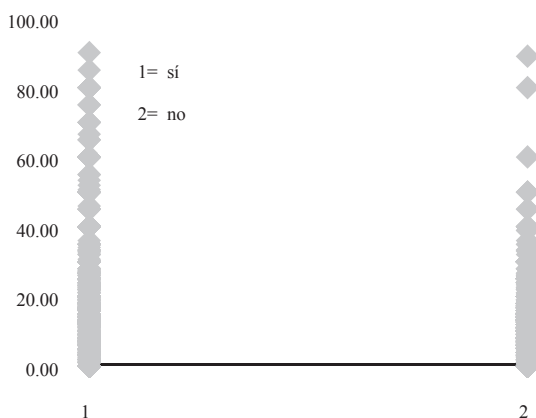
Del análisis exploratorio se sugiere que los mayores rendimientos se logran en aquellas fincas que utilizan semilla híbrida, fertilizan, usan tractores y no intercalan el cultivo. Dada la interrelación existente entre las variables, con el objetivo de separar los efectos propios de cada una de ellas, se procedió a realizar un análisis de varianza con un modelo lineal. Por las limitantes que podrían presentarse al utilizar un modelo lineal (posible violación de algunos supuestos que se detallan más adelante) y considerando la preponderancia de variables nominales, se realizó un modelo multinomial, para estimar la probabilidad de obtener rendimientos altos en dependencia de la categoría de cada variable nominal considerada.

5.2. Modelo lineal multivariable

Para determinar las diferencias de rendimiento en dependencia de cada categoría dentro de las variables utilizadas, se estimó un modelo de regresión lineal multivariado con un tamaño de muestra de 2,858 fincas. Para ello, se debió ajustar la base original y eliminar las observaciones con rendimiento igual a cero^{5/}. *A priori* no se espera contar con un buen ajuste del modelo, en cuanto la variable explicada es una variable continua mientras todas las explicativas son discretas. El Gráfico 1, muestra el rendimiento *versus* uso de fertilizantes.

No fue posible ajustar un modelo lineal que explique el rendimiento en función de si la finca fertiliza o no, más es posible interpretar el coeficiente de la variable *dummy* con valor 1 para aquellas fincas que fertilizan como la diferencia de rendimiento con el obtenido en aquellas fincas que no lo hacen. Lo anterior, bajo el supuesto que el parámetro es estadísticamente significativo una vez que se ajusta por heterocedasticidad^{6/}.

Gráfico 1: Rendimientos del cultivo versus fertilización



Fuente: Elaboración propia, con base en encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13.

5/ No se puede estimar los determinantes de una variable cuyo valor es cero.

6/ Se observa una marcada diferencia en las varianzas de las muestras de fincas que fertilizan y las que no. Situación similar ocurre con las otras variables que se incorporan al modelo.

Las variables *dummies* utilizadas son híbridas (criolla es la base y toma valor 0), mejorada (toma valor 1), intercala (0 es no, 1 es sí), fertiliza (0 es no, 1 es sí), tractor (0 es espeque), bueyes (0 es espeque), pluvialta (0 es pluviosidad baja, 1 es alta), pluvmedia (0 es pluviosidad baja, 1 es media) y pend2, pend3 y pend4 representan las pendientes (0 es pendiente de nivel 1 que es la más baja).

Se probaron distintas especificaciones, incluyendo efectos cruzados de las variables y se seleccionó aquel modelo con significancia estadística, signos esperados o interpretables y con parsimonia. Se realizaron las corridas en Eviews, versión 7.0, se corrigió por heterocedasticidad^{7/}, obteniéndose los resultados presentados en la Tabla 11.

El ajuste lineal resulta ser pobre, obteniéndose un R² ajustado de 0.23. No obstante, el modelo resulta ser significativo a nivel de cada variable y a nivel global, tal como lo indican los valores t de cada parámetro y el estadístico F.

Un punto interesante que presentan los resultados es la mayor importancia relativa, para explicar diferenciales de rendimientos entre categorías, de la forma en que el suelo es roturado. El uso de tractores, a como lo sugiere la literatura y la evidencia experimental, aumenta significativamente el rendimiento en cuanto hace más homogénea la mezcla de residuos vegetales con el suelo, facilita la profundización adecuada de semillas y el adecuado crecimiento radicular de las plantas, entre otras (Parsons, D., 1999).

Si bien los resultados muestran que el uso de semillas híbridas aumenta el rendimiento, el impacto no es el esperado a nivel promedio. No obstante, se observan casos particulares en que con el uso de este tipo de semillas los rendimientos alcanzan niveles superiores a 70 quintales por manzana, los cuales son superiores a los del promedio de la muestra (19.1 qq/mz). La explicación a ello podría asociarse a los siguientes factores: el tipo de semilla híbrida no es el más adecuado a las características ambientales, el manejo de la siembra y el cultivo no se adecua a los requerimientos de las semillas híbridas.

^{7/} Dado el tamaño de la muestra se estima que la corrección por heterocedasticidad empleado es adecuado.

Tabla 11. Regresión ajustando por heterocedasticidad (pluv y pend)

Dependent Variable: REND

Method: Least Squares

Date: 09/24/13 Time: 10:34 Sample (adjusted): 1 2858

Included observations: 2858 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 9.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.20408	1.05615	9.66161	0.00000
HIBRIDA	6.97635	1.93143	3.61201	0.00030
MEJORADA	1.71784	0.49136	3.49612	0.00050
INTERCALA	-5.16431	0.64059	-8.06181	0.00000
FERTILIZA	4.16169	0.52687	7.89886	0.00000
TRACTOR	15.26624	3.41930	4.46473	0.00000
BUEYES	3.40498	0.91859	3.70674	0.00020
PLUVALTA	-1.77275	0.91704	-1.93311	0.05330
PLUVMEDIA	-4.40141	1.11396	-3.95114	0.00010
PEND2	3.73502	0.81153	4.60244	0.00000
PEND3	3.52514	0.76226	4.62458	0.00000
PEND4	5.76443	1.29669	4.44550	0.00000
R-squared	0.22993			
Adjusted R-squared	0.22695			
S.E. of regression	9.75948			
Sum squared resid	271074.10000			
Log likelihood	-10560.52000			
F-statistic	77.25156			
Prob(F-statistic)	0.00000			
Mean dependent var		16.74866		
S.D. dependent var		11.10002		
Akaïke info criterion		7.39855		
Schwarz criterion		7.42356		
Hannan-Quinn criter.		7.40757		
Durbin-Watson stat		0.36779		

1/ : De menor a mayor pendiente.

Fuente: Elaboración propia, con base en encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13.

Al intercalar cultivos se reduce el rendimiento, debido a que el cultivo intercalado consume los nutrientes del maíz. Lo anterior puede estar relacionado al hecho de que el 44.4 por ciento de las fincas de la muestra no fertilizaron, aumentando así la competencia por nutrientes con el cultivo; en los casos en que se fertilizó la cantidad de insumos no fue suficiente para

compensar esta demanda adicional; o bien, el cultivo intercalado se sembró en las etapas en que el maíz requería el mayor uso de nutrientes (durante la germinación y antes de la floración), causando daños en su desarrollo y posterior rendimiento.

Asimismo, la diferencia en rendimiento en aquellos cultivos que fertilizan y los que no lo hacen es de solamente 4.1 quintales por manzana. Habría que analizar en mayor detalle el tipo de fertilizantes, las dosis utilizadas, fechas y formas de aplicación de los mismos. Se debe recordar que una mala aplicación podría conllevar a un desperdicio de nutrientes, más en un ambiente de suministro de agua con alta volatilidad, como sucede cuando se depende de precipitaciones para irrigar los cultivos.

Los coeficientes relativos a las pendientes señalan que a medida que esta aumenta también lo hace el rendimiento, contrario a la idea de que suelos más planos permiten un mejor manejo de la tierra y una infiltración más uniforme del agua, favoreciendo el rendimiento del cultivo. Una posible explicación a esta aparente contradicción podría ser que los mayores rendimientos se dan en las zonas altas del país, las cuales tienen climas más cercanos a los óptimos (20-30°C), mayor intensidad de lluvia, vegetaciones más abundantes y suelos menos agotados, que aquellos de las regiones bajas que han sido utilizados intensivamente en monocultivos, como en León y Chinandega. Asimismo, podría existir cierta interacción no recogida en el modelo con el uso de semillas híbridas y mejoradas, que se dan en mayor proporción en las regiones con pendientes más pronunciadas.

Conforme los resultados anteriores se puede estimar que el rendimiento promedio de aquellos cultivos en que se utilizan semillas híbridas, fertilizan, no intercalan y usan tractor es 27 quintales por manzana mayores que aquellos de semilla criolla, que no fertilizan, intercalan y utilizan espeque para la roturación del suelo. Si al rendimiento promedio le sumamos estos 27 quintales, se alcanzaría un valor cercano a 46 quintales por manzana, resultado similar a los obtenidos en El Salvador y México.

Para finalizar esta sección es necesario señalar dos elementos que impiden obtener un modelo conceptual y estadísticamente más significativo. En primer lugar, existen variables importantes omitidas en el modelo,

tales como las relativas al manejo de la siembra y la cosecha que fueron mencionadas en la sección 2.2., en la medida en que se relacionen con las variables empleadas podrían producir un sesgo en las estimaciones de los parámetros^{8/}. Segundo, no se cuenta con variables continuas como regresores, debilitando así el poder predictivo del modelo. Aún en el caso de que las encuestas sean mejoradas para incorporar nuevas variables y mejorar las *proxies* empleadas. El método estadístico utilizado no puede suplantar la investigación experimental, a través de la cual se puede hacer una evaluación más minuciosa del manejo adecuado de todas las etapas involucradas durante la siembra, desarrollo y cosecha del cultivo.

5.3. Modelo multinomial

Considerando que los supuestos del método de mínimos cuadrados ordinarios no se satisfacen en su totalidad y tomando en cuenta que no se dispone de variables explicativas continuas, se procedió a estimar un modelo multinomial, que al ser estimado por el método de máxima verosimilitud reduce los efectos negativos originados en la violación de tales supuestos. En esta sección se describen los resultados de una regresión multinomial en la que se estiman las probabilidades de pasar de una categoría de rendimiento a otra en función de la categoría de cada una de las variables explicativas. Para estimar esta regresión se utilizó el programa estadístico SPSS versión 20.0.

La variable explicada es el rendimiento en quintales, mientras que las explicativas son variables categóricas; el tipo de variedad, el uso o no de fertilizantes, la pendiente y tipo de roturación, que fueron las mismas empleadas en el modelo de regresión lineal. A fin de evitar la multicolinealidad perfecta se seleccionó dentro de cada variable una categoría como base, misma que, para el caso de rendimiento fue la referida al rendimiento promedio, mientras que para las variables explicativas la selección se realizó conforme la Tabla 12:

8/ Esto podría estar ocasionando el signo positivo y creciente asociado a la pendiente.

Tabla 12. Codificación de variables de modelo multinomial

Variable	Código	Valor	Categoría
Variedad de semilla	Var	0	Criolla
		1	Mejorada
		2	Híbrida ^{1/}
Uso de fertilizantes	Fert	1	Si
		2	No ^{1/}
		1	Baja
Pendiente	Pend	2	Media 1
		3	Media 2
		4	Alta ^{1/}
Tipo de roturación	Rot	0	Tractor
		1	Bueyes
		2	Espeque ^{1/}

1/ : Categoría base.

Fuente : Elaboración propia, con base en encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13.

Habiendo codificado las variables y estimado el modelo en la Tabla 13, se observa que este en su conjunto e individualmente es significativo, no obstante, el ajuste observado continua siendo bajo^{9/}.

El estadístico de chi-cuadrado es la diferencia en las -2 log verosimilitudes entre el modelo final y el modelo reducido. El modelo reducido se forma omitiendo un efecto del modelo final. La hipótesis nula es que todos los parámetros de ese efecto son 0.

En cuanto a la interpretación de los resultados, de la Tabla 17 se recuperan los Exp (B) y se compara su valor con la unidad. Si el Exp (B) es superior a 1, implica que la probabilidad de pasar de un rendimiento medio a uno alto aumenta, al moverse de la categoría en análisis partiendo de la categoría base para cada variable explicativa. Con base a este razonamiento, no se pueden rechazar las siguientes hipótesis:

- La probabilidad de pasar de una categoría de rendimiento medio a alto aumenta con el uso de tractor, bueyes y fertilizantes relativo al uso de espeque y la no fertilización.

9/ Las estimaciones de pseudo R cuadrado se aproximan a uno en la medida en que el ajuste es mejor. No obstante, la interpretación de estos estadísticos no tiene igual interpretación que el R2 del modelo lineal, por lo que deben tratarse con cuidado.

- Las pendientes de menor inclinación no aumentan la probabilidad de obtener un rendimiento alto relativo a las pendientes más fuertes.
- La probabilidad de obtener rendimientos bajos se incrementa en la medida en que se utiliza semilla criolla y se siembra en terrero con poca pendiente.

Tabla 13. Resumen del procesamiento de los casos

		N	Porcentaje marginal
Categ_Rend	Alto	441	15.4
	Bajo	1299	45.5
	Medio	1118	39.1
Var	Criolla	1513	52.9
	Mejorada	1175	41.1
	Híbrida	170	5.9
Fert	Si	1444	50.5
	No	1414	49.5
Pend	1	558	19.5
	2	698	24.4
	3	1014	35.5
	4	588	20.6
Rot	Tractor	120	4.2
	Bueyes	773	27.0
	Ninguno	1965	68.8
Válidos		2858	100.0
Perdidos		0	
Total		2858	
Subpoblación		59 ^{1/}	

1/ : La variable dependiente solo tiene un valor observado en 12 (20.3%) sub poblacionales.

Fuente: Elaboración propia, con base en encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13.

De los resultados anteriores, destaca la importancia relativa del grado de mecanización de la roturación el suelo, uso de fertilizantes y la pendiente del terreno. A como se explicó anteriormente podría reflejar una mayor importancia relativa de aspectos ambientales (mejores condiciones de temperatura, humedad y suelo en aquellas regiones con pendientes

pronunciadas) que las posibles afectaciones negativas que podrían ocasionarse por una infiltración no homogénea de la humedad.

Tabla 14. Información del ajuste del modelo

Modelo	Criterio de ajuste del modelo	Contrastes de la razón de verosimilitud		
	-2 log verosimilitud	Chi-cuadrado	gl	Sig.
Sólo la intersección	876.331			
Final	472.106	404.225	16	0.000

Fuente: Procesamiento propio.

Tabla 15. Pseudo R-cuadrado

Cox y Snell	0.132
Nagelkerke	0.152
McFadden	0.070

Fuente: Procesamiento propio.

Tabla 16. Contrastes de la razón de verosimilitud

Efecto	Criterio de ajuste del modelo	Contrastes de la razón de verosimilitud		
	-2 log verosimilitud del modelo reducido	Chi-cuadrado	gl	Sig.
Intersección	472.106 ^{1/}	0.000	0	
Var	526.473	54.366	4	0.000
Fert	623.227	151.121	2	0.000
Pend	527.593	55.487	6	0.000
Rot	535.687	63.581	4	0.000

1/ : Este modelo reducido es equivalente al modelo final ya que la omisión del efecto no incrementa los grados de libertad.

Notas : El estadístico de chi-cuadrado es la diferencia en las -2 log verosimilitudes entre el modelo final y el modelo reducido. El modelo reducido se forma omitiendo un efecto del modelo final. La hipótesis nula es que todos los parámetros de ese efecto son 0.

Fuente : Elaboración propia, con base en encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13.

Tabla 17. Estimaciones de los parámetros

Cat_Rend ^{1/}	B	Error tip.	Wald	gl	Sig.	Exp(B)	Al 95% para Exp(B)	
							Límite inferior	Límite superior
Intersección	-0.899	0.233	14.851	1	0.000			
[Var=0]	-0.692	0.207	11.197	1	0.001	0.501	0.334	0.751
[Var=1]	-0.185	0.205	0.813	1	0.367	0.831	0.556	1.243
[Var=2]	0 ^{2/}			0				
[Fert=1.00]	0.899	0.140	41.004	1	0.000	2.458	1.866	3.237
[Fert=2.00]	0 ^{2/}			0				
Alto [Pend=1.00]	-0.950	0.208	20.813	1	0.000	0.387	0.257	0.582
[Pend=2.00]	-0.483	0.174	7.698	1	0.006	0.617	0.439	0.868
[Pend=3.00]	-0.726	0.163	19.916	1	0.000	0.484	0.352	0.666
[Pend=4.00]	0 ^{2/}			0				
[Rot=.00]	1.688	0.263	41.066	1	0.000	5.408	3.227	9.063
[Rot=1.00]	0.545	0.151	13.074	1	0.000	1.725	1.284	2.319
[Rot=2.00]	0 ^{2/}			0				
Intersección	-0.367	0.221	2.768	1	0.096			
[Var=0]	0.788	0.210	14.051	1	0.000	2.198	1.456	3.318
[Var=1]	0.649	0.213	9.278	1	0.002	1.913	1.260	2.903
[Var=2]	0 ^{2/}			0				
[Fert=1.00]	-0.662	0.089	54.690	1	0.000	0.516	0.433	0.615
[Fert=2.00]	0 ^{2/}			0				
Bajo [Pend=1.00]	0.443	0.149	8.793	1	0.003	1.557	1.162	2.087
[Pend=2.00]	0.068	0.131	0.269	1	0.604	1.070	0.828	1.382
[Pend=3.00]	0.069	0.116	0.356	1	0.551	1.071	0.854	1.344
[Pend=4.00]	0 ^{2/}			0				
[Rot=.00]	-0.376	0.286	1.737	1	0.188	0.686	0.392	1.201
[Rot=1.00]	0.027	0.113	0.055	1	0.815	1.027	0.822	1.282
[Rot=2.00]	0 ^{2/}			0				

1/ : La categoría de referencia es: medio.

2/ : Este parámetro se ha establecido a cero porque es redundante.

Fuente : Elaboración propia, con base en encuesta de producción de granos básicos, época de primera ciclo 12/13.

6. Conclusiones

Esta investigación brinda estimaciones de las diferencias en rendimientos, en función de variables recopiladas en las encuestas agropecuarias del ciclo agrícola 2012/13. Los resultados son los esperados en términos de la dirección del efecto y brindan una idea de la dimensión de estos en materia de roturación de suelos, variedad de semillas y uso de fertilizantes, lo que se constituye en el principal aporte de la investigación. No obstante, a

como es de esperarse en regresiones con variables nominales, el ajuste del modelo es bajo.

A pesar de ello, es interesante observar cómo el tipo de roturación del suelo es la variable que más influye en el rendimiento, aún por encima de la selección de la semilla. Asimismo, la parte no explicada del modelo (alta) se encuentra en variables omitidas, las cuales, a criterio de los autores están más asociadas al manejo agronómico del cultivo. En este sentido, si las encuestas quieren utilizarse para cuantificar de mejor manera los determinantes del rendimiento, es necesario incorporar variables relacionadas a este tema en el instrumento de recolección de información.

La importancia del manejo agronómico del cultivo es tal, que, de acuerdo a estimaciones derivadas del modelo, aun utilizando semilla mejorada o híbrida y roturando el suelo de forma tecnificada, no se alcanzan los rendimientos obtenidos en El Salvador y México.

Cabe señalar que aun logrando incorporar a la encuesta variables relativas al manejo del suelo, cuantificar la cantidad de fertilizantes utilizados y las variables asociadas al tipo de suelo de cada finca, el uso de estos modelos no sustituyen los resultados que puedan obtenerse en investigaciones experimentales. No obstante, al afinar la encuesta se podrían dar ideas de hacia dónde encaminar las capacitaciones y orientar los programas de apoyo al sector agrícola.

7. Referencias bibliográficas

Bartolini, R. (1990). *El Maíz*. Colección Agroguias Mundi-Prensa. Asturias, España. Mundi-Prensa.

BCN y MAG. (2013). *Encuestas Agropecuarias Ciclos de Primera 2001 al 2013*. Dirección General de Políticas, División de Encuestas. Managua, Nicaragua. 18 pp.

- BCN. (2007). *Encuesta Ingresos y Gastos de los Hogares 2006-2007*. Banco Central de Nicaragua. División de Estudios Económicos. Managua, Nicaragua. 35 pp.
- DGA. (2012). *Principales Productos y Destino de Exportación*. Estadísticas de la Dirección General de Aduanas.
- FAO y UE. (2010). *Food security information for decision making: Price monitoring and analysis country brief, Nicaragua*. consultado 2 June. 2013 en <http://www.fao.org/docrep/013/am179e/am179e00.pdf>.
- IICA. (2009). *Mapeo del mercado de semillas de maíz y frijol en Centroamérica*. IICA, Proyecto Red SICTA, COSUDE. Managua, Nicaragua. 82 pp.
- Inide-MAG. (2013). *IV Censo Nacional Agropecuario*. Dirección de Estadísticas y Censos. Managua, Nicaragua., Inide. 70 pp.
- Magfor. (1995). *Encuestas Agropecuarias por Muestreo*. Dirección General de Políticas. Managua, Nicaragua. 12 pp.
- Magfor. (2004). *IV Encuesta de Consumo de Alimentos de Nicaragua*. Ministerio Agropecuario y Forestal. Dirección General de Políticas. Managua, Nicaragua. 98 pp.
- Mific. (2007). *Maíz Blanco Nicaragua*. Documento de trabajo. Ministerio de Fomento, Industria y Comercio. Dirección de Política Comercial Externa. Managua, Nicaragua. 24 pp.
- Ortega, E., Coulson, A., Ordóñez, L. y Pachón, H. (2008). Efectos de la ingesta de maíz de alta calidad de proteína versus maíz convencional en el crecimiento y morbilidad de niños nicaragüenses desnutridos de 1 a 5 años de edad. *ALAN*. Vol. 58. No. 4. 377-385.

- Parsons, D., (1999). *Manuales para educación agropecuaria, Maiz*. Mexico D.F., Mexico: Trillas, 56 pp.
- PNUD. (2009). *Programa conjunto modelo integrado, Tuktan yamni-muih bin muihni yamni. MDG Achievement Fund*. Documento de trabajo UNICEF, PNUD, OPS/OMS, PMA y FAO. Managua, Nicaragua. 49 pp.
- Ranare, A., Piperno, D., Holst, I., Dickau, R. y Iriarte, J. (2009). The cultural and chronological context of early Holocene maize and squash domestication in the Central Balsas River Valley, Mexico. *PNAS, Vol.106* No. 13, 5014-5018.
- Salazar, P., Holt, G., y Uriza, A. (2009). *Instalación de una planta procesadora de masa y tortilla con maíz de variedad local en Nicaragua*. Documento de trabajo. Mangua, Nicaragua 80 pp.
- USDA. (2013). *World agricultural supply and demand estimates report*. United States Department of Agriculture Consultado 9 Aug. 2013 de <https://new.attenbabler.com/index.php/2013/07/11/july-2013-usda-world-agriculture-supply-and-deman-estimates/>

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

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

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

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

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

Los trabajos se deben enviar a:

Oficina de Acceso a la Información Pública (OAIP)

oaip@bcn.gob.ni

Banco Central de Nicaragua

Teléfono: (505) 2255-7171

