

La Dinámica del *Pass-Through* del Tipo de Cambio Nominal a la Inflación y sus Determinantes: Evidencia para Nicaragua*

Byron Idrovo

Wilber Baires

Resumen

El objetivo de esta investigación es identificar los posibles determinantes del coeficiente de traspaso (*pass-through*) del tipo de cambio nominal y del precio internacional del petróleo, respectivamente, sobre la inflación doméstica de Nicaragua. En particular, se analiza el efecto del huracán Mitch en la evolución del *pass-through* del tipo de cambio nominal sobre la inflación. La metodología utilizada permite obtener un coeficiente variable en el tiempo, cuya dinámica resulta de la estimación de un modelo de *estado-espacio*, inspirado en una curva de Phillips microfundamentada.

Palabras claves: Pass-through, tipo de cambio, inflación, Nicaragua.
Código JEL: C14, E31, E52.

*Trabajo ganador del 1er. lugar del Premio de Economía, Finanzas y Desarrollo “Vicente Vita Rodríguez”, Edición 2013. Los autores son estudiantes de postgrado del Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile. Para comentarios comunicarse con los autores a: wsbaires@uc.cl o bjidrovo@uc.cl. El contenido de este documento es de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es) y no representa la posición oficial del Banco Central de Nicaragua.

1. Introducción

A partir del descubrimiento empírico de Phillips (1958), quien mostró una relación inversa entre la inflación de los salarios y la tasa de desempleo, ha surgido una amplia literatura relacionada con esta temática. Posteriormente en 1960, Lipsey propuso la inflación de los salarios como proxy de la inflación de los precios para ilustrar teóricamente lo encontrado por Phillips. Desde entonces la derivación de modelos teóricos y empíricos ha sido basta en el área.

Este trabajo se basa principalmente en los aportes de Calvo (1983), Yun (1996), King y Wolman (1996), Levin, Erceg y Henderson (1999), y Galí y Gertler (1999), quienes en sus trabajos han elaborado la microfundamentación de la curva de Phillips como el resultado de la elaboración de los modelos macroeconómicos para evadir la crítica de Lucas. Estos incorporan diversas formas de rigideces nominales e imperfecciones de mercado.

Las aplicaciones de esta teoría han sido diversas. Por ejemplo, Trabandt (2003) y Galí y Gertler (1999) desarrollaron trabajos en donde demuestran, por medio de un modelo microfundamentado de equilibrio general dinámico, la capacidad de la curva de Phillips Neo-Keynesiana para capturar la inercia y los rezagos de los choques de política monetaria sobre la inflación y desinflaciones contraccionistas.

Por otro lado, en Nicaragua De Franco (2008) utiliza el modelo teórico Neo-Keynesiano y una derivación de una curva de Phillips para explicar las variaciones de la inflación respecto a las expectativas de inflación, la brecha del producto y el margen de comercialización y transporte de las empresas. Asimismo, para Chile Idrovo y Tejada (2010), con el propósito de predecir la inflación, proponen modelos que se basan en la curva de Phillips para replicar el comportamiento de la inflación y su relación con la brecha del producto y otras variables de precios externos, que capturen los posibles shocks de oferta a los cuales está sujeta dicha curva.

De esta manera, el objetivo de esta investigación es identificar los posibles determinantes del coeficiente de traspaso (*pass-through*) del tipo de cambio nominal y del precio internacional del petróleo, respectivamente, sobre la inflación doméstica de Nicaragua, tomando en cuenta el efecto del huracán Mitch. Para ello se utilizará un modelo de *estado-espacio* basado en una curva de Phillips microfundamentada. Los resultados muestran que el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a la inflación se reduce considerablemente luego del huracán Mitch.

Lo que resta del documento se organiza de la siguiente manera. En la siguiente sección se presenta el modelo sobre el que se basa la estimación del coeficiente de traspaso. Posteriormente, se describe la estrategia de estimación y el análisis de los datos. Finalmente, se analizan los resultados y la última sección concluye.

2. El modelo

La estimación del coeficiente de traspaso del tipo de cambio nominal y del precio del petróleo en la inflación del Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Nicaragua se basa en una forma funcional inspirada en la curva de Phillips microfundamentada con expectativas racionales. En dicha curva la inflación está en función de las expectativas de inflación futura, el tipo de cambio nominal observado, el precio del petróleo y del salario real de la economía.

En cuanto a la definición de la curva de Phillips con fundamentos microeconómicos, este trabajo se basa en Canzoreni, Cumby y Diba (2011) y Bejarano (2005). Dichos autores suponen un mercado de competencia monopolística donde las empresas (o firmas) ajustan sus precios con el propósito de maximizar su senda de beneficios esperados. Por lo que el modelo parte de maximizar la siguiente función de beneficios esperados para la firma j (respecto al precio):

$$VM(j)_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i [P(j)_{t+i}Y(j)_{t+i} - CT(Y(j)_{t+i})], \quad (1)$$

donde $VM(j)$ es el valor de mercado de la firma j ; θ es la probabilidad de que la firma j ajuste su precio al alza o a la baja; $P(j)$ es el precio del bien que produce la firma j ; $Y(j)$ es el nivel de producción de la firma j , y CT es el costo total de la firma. A continuación se presenta la dinámica supuesta para los precios mediante un proceso autorregresivo $AR(1)$ y una función de demanda isoelástica. Con $P(j)_{t+i} = \Omega^i P(j)_t$ y $Y(j)_t = \left(\frac{P_t(j)}{P_t}\right)^\alpha Y_t$, donde $\alpha > 1$, se obtiene:

$$VM(j) = E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i \left[(\Omega^i P(j)_t) \left(\left(\frac{P_{t+i}}{(\Omega^i P(j)_t)} \right)^\alpha Y_{t+i} \right) - CT \left(\left(\frac{P_{t+i}}{(\Omega^i P(j)_t)} \right)^\alpha Y_{t+i} \right) \right] \quad (2)$$

$$VM = E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i \left[(\Omega^i P(j)_t)^{1-\alpha} P_{t+i}^\alpha Y_{t+i} - CT((\Omega^i P(j)_t)^{-\alpha} (P_{t+i}^\alpha Y_{t+i})) \right] \quad (3)$$

Dada la ecuación anterior, la condición de primer orden (CPO) respecto a $P(j)_t$ es:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i \left[(1-\alpha) \Omega^{i(1-\alpha)} P(j)_t^{-\alpha} P_{t+i}^\alpha Y_{t+i} - CM_{t+i} (-\alpha) \Omega^{i(-\alpha)} P(j)_t^{-1-\alpha} P_{t+i}^\alpha Y_{t+i} \right] = 0, \quad (4)$$

donde $CM_{t+i} = \frac{\partial CT((\Omega^i P(j)_t)^{-\alpha} (P_{t+i}^\alpha Y_{t+i}))}{\partial Y(j)_{t+i}}$ corresponde al costo marginal que enfrentan las empresas. Luego, al multiplicar la CPO por $P(j)_t^{1+\alpha}$ y reagrupando algunos términos se obtiene:

$$P(j)_t^* = \mu \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i [CM \Omega^{i(-\alpha)} P_{t+i}^\alpha Y_{t+i}]}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i [\Omega^{i(1-\alpha)} P_{t+i}^\alpha Y_{t+i}]}, \quad (5)$$

donde $\mu = \frac{\alpha}{\alpha-1}$ es el factor de *markup* monopolístico.

Luego, se supone la siguiente función de precios:

$$P(j)_t = P^*(j)_t^{1-\theta} P_{t-1}^\theta \quad (6)$$

Al log-linealizar alrededor del estado estacionario las ecuaciones (5) y (6) se obtiene:

$$p^*(j)_t = (1 - \theta\beta) E_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta \beta^i mc_{t+i} \quad (7)$$

$$p_t = (1 - \theta) p^*(j)_t + \theta p_{t-1}, \quad (8)$$

donde $mc_t = \log(MC_t) - \log(\overline{MC}) = \frac{MC_t - \overline{MC}}{\overline{MC}}$ y $p_t = \frac{P_t - \overline{P}}{\overline{P}}$.

Además, se puede expresar $p^*(j)_t$ de la siguiente manera:

$$p^*(j)_t = (\theta\beta) p^*(j)_{t+1|t} + (1 - \theta\beta) mc_t \quad (9)$$

Al despejar $p^*(j)_t$ de la ecuación (9) y reemplazarlo en la ecuación (8) se obtiene:

$$p_t - \theta p_{t-1} = (\theta\beta)(p_{t+1|t} - \theta p_t) + (1 - \theta)(1 - \theta\beta) mc_t \quad (10)$$

Luego, al sustraer $(1 - \theta)(1 - \theta\beta)p_t$ en ambos lados de la ecuación 10 y tomando en cuenta que $\pi_t = p_t - p_{t-1}$, finalmente se obtiene la siguiente expresión:

$$\pi_t = \beta \pi_{t+1|t} + \frac{(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{\theta} mc_t^R \quad (11)$$

Por otro lado, el costo marginal es el resultado del problema de optimización de la firma, la cual busca minimizar el costo de sus insumos sujeta a su producción. De tal forma que la firma resuelve:

$$\min W_t L(j)_t + P_{C,t} C(j)_t \quad (12)$$

s.a.

$$Y(j)_t = AC(j)_t^\alpha L(j)_t^{1-\alpha}$$

Resolviendo el problema de la firma se tiene que:

$$CM = \frac{\partial CT(Y(j)_t)}{\partial Y(j)_t} = \lambda = \frac{(1 - \alpha)^{1-\alpha}}{\alpha^\alpha A} W_t^{1-\alpha} P_{C,t}^\alpha, \quad (13)$$

donde λ es el multiplicador de Lagrange utilizado en la resolución del problema de optimización de la firma.

Luego, siguiendo a Medina y Soto (2005) se define el precio ($P_{C,t}$) como:

$$P_{C,t} = \left[\delta P_{O,t}^{1-n} + (1 - \delta) P_{NO,t}^{1-n} \right]^{\frac{1}{1-n}} \quad (14)$$

$$P_{NO,t} = \left[\gamma P_{H,t}^{1-\rho} + (1 - \gamma) P_{F,t}^{1-\rho} \right]^{\frac{1}{1-\rho}}, \quad (15)$$

donde $P_{O,t}^{1-n}$ es el precio del petróleo, $P_{NO,t}$ representa el precio de los bienes excluyendo el petróleo. De esto se desprende el precio de los bienes nacionales ($P_{H,t}$) y el de los extranjeros ($P_{F,t} = \varepsilon_t P_t^*$).

Luego, linealizando CM se obtiene la siguiente expresión¹:

$$cm_t = \alpha \Theta p_{O,t} + \alpha(1 - \Theta)(1 - \theta)(\varepsilon_t + p_t^*) + (1 - \alpha)w_t, \quad (16)$$

$$\text{donde } \theta = \frac{(1 - \gamma)\bar{P}^{1-\rho}}{(1 - \gamma)\bar{P}^{1-\rho} + \gamma(\bar{S}\bar{P}^*)^{1-\rho}} \text{ y } \Theta = \frac{\delta \bar{P}_{O,t}}{\delta \bar{P}_{O,t} + (1 - \delta)\bar{P}_{C,t}}.$$

Finalmente, suponiendo que $P^* = 0$, se obtiene el siguiente modelo reducido de curva de Phillips con expectativas racionales:

$$\begin{aligned} \pi_t = & \beta \pi_{t+1|t} + \frac{(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{\theta} (\alpha \Theta p_{O,t} \\ & + \alpha(1 - \Theta)(1 - \theta)(\varepsilon_t) + (1 - \alpha)w_t) \end{aligned} \quad (17)$$

No obstante lo anterior, la curva de Phillips Neo-Keynesiana resumienda en la ecuación (17) no incluye un término *backward looking* que

¹ Este resultado es similar al encontrado por Choudhri y Hakura (2006).

refleje la inercia en la dinámica de los precios. Por tanto, es necesario definir matemáticamente una nueva forma funcional de la curva de Phillips ampliada, o también llamada curva de Phillips Híbrida, la cual incluye la inflación rezagada para explicar el comportamiento de los precios. Para tal propósito, se parte de la función de precios determinada por la firma j , basada en (6).

$$P_t(j) = \bar{P}_t(j)^{(1-\theta)} P_{t-1}^\theta, \quad (18)$$

donde $P_t(j)$ se define como una combinación no lineal entre el nuevo precio ajustado por la firma j en el instante t y el precio observado en el período inmediatamente anterior (P_{t-1}). Por otra parte, siguiendo de cerca el trabajo de Bejarano (2005), se considera la siguiente regla de comportamiento para la variable ($\bar{P}_t(j)$):

$$\bar{P}_t(j) = P_t^*(j)^{(1-\omega)} P_{t-1}^\omega, \text{ con } \omega \in [0, 1] \quad (19)$$

En (19) ω se define como la probabilidad de que la firma (j) corrija sus precios en el período t , condicional a la inflación observada en el período $t - 1$, y la variable $P_t^*(j)$ se comporta según la ecuación (5). Por su parte,

$$P_t^b(j) = \bar{P}_{t-1}(j)(1 - \pi_{t-1}), \quad (20)$$

donde $P_t^b(j)$ es el precio que la firma j determina durante el instante t en base al precio óptimo fijado en $t - 1$, indexado respecto de la inflación observada en el período anterior. Finalmente, se considera las siguientes relaciones de equilibrio $Y_t(j) \equiv Y_t$ y $P_t(j) \equiv P_t$, basadas en la existencia de una firma representativa. Así, loglinealizando y resolviendo el sistema formado por las ecuaciones (5), (18), (19) y (20), se obtiene la siguiente expresión para la curva de Phillips Neo-Keynesiana Híbrida de Galí y Gertler (1999):

$$\begin{aligned} \pi_t = & \frac{\theta\beta}{\theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]} \pi_{t+1|t} + \frac{\omega}{\theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]} \pi_{t-1} \\ & + \frac{(1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]} (\alpha \Theta p_{O,t} \\ & + \alpha(1 - \Theta)(1 - \theta)(\varepsilon_t) + (1 - \alpha)w_t), \end{aligned} \quad (21)$$

donde π_t es la inflación en t ; $\pi_{t+1|t}$ es la expectativa de cambios en los precios en $t + 1$, condicional a la información disponible en t ; π_{t-1} es la inflación realizada un período anterior ($t - 1$); y $p_{O,t}$ es el precio del petróleo. Así, el costo marginal $cm_t = \alpha \Theta p_{O,t} + \alpha(1 - \Theta)(1 - \theta)(\varepsilon_t + p_t^*) + (1 - \alpha)w_t$ se descompone en el precio del petróleo ($p_{O,t}$), el tipo de cambio nominal (ε_t) y el salario real (w_t), según Medina y Soto (2005).

Por último, para cerrar el modelo de la curva de Phillips Híbrida en función de la brecha del producto, se sigue el método propuesto por Galí y Monacelli (2005), quienes derivan algebraicamente la relación teórica entre la brecha del producto y el costo marginal (cm_t). Para ello, los autores proponen un modelo microfundamentado para una economía pequeña y abierta, donde los hogares demandan dos tipos de bienes (nacionales y extranjeros) y son propietarios del trabajo.

Por su parte, las firmas fijan el precio de sus productos a la Calvo (1983). Además, Galí y Monacelli (2005) incluyen en el modelo una regla de Taylor como resultado de que el Banco Central minimiza una función de pérdida, que considera entre sus argumentos la volatilidad de la inflación y la del producto. En efecto, la siguiente expresión refleja la relación de equilibrio existente entre la economía doméstica (hogares y firmas) y una economía grande y externa como la de Estados Unidos.

$$\widetilde{cm}_t = [\varphi(1 - \varsigma) + \varrho] \widetilde{y}_t + \varphi \varrho \widetilde{y}_t^* - (1 - \varrho) f_t, \quad (22)$$

donde $\widetilde{cm}_t$ es la brecha del costo marginal real respecto a su tendencia (o estado estacionario); $\widetilde{y}_t$ es la diferencia en logaritmo entre el producto doméstico y su nivel potencial; $\widetilde{y}_t^*$ es la desviación del producto del resto del mundo respecto de su estado estacionario; y f_t es una medida de productividad agregada de la economía doméstica. Por su parte, el parámetro φ corresponde al coeficiente de aversión al riesgo; ς refleja el grado de apertura comercial; y ϱ se define como el recíproco de la elasticidad precio de la oferta de trabajo.

Si se impone el supuesto de que la brecha del producto del resto

del mundo es cero y que la productividad doméstica se mantiene constante en el tiempo, al combinar las ecuaciones (16), (21) y (22), se tiene la siguiente expresión para la curva de Phillips Híbrida:

$$\begin{aligned}\pi_t = & \frac{\theta\beta}{\theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]} \pi_{t+1|t} + \frac{\omega}{\theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]} \pi_{t-1} \\ & + \frac{(1 - \omega)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta + \omega[1 - \theta(1 - \beta)]} (\alpha\Theta p_{O,t} + \alpha(1 - \Theta)(1 - \theta)(\varepsilon_t) \\ & + (1 - \alpha)w_t + [\varphi(1 - \varsigma) + \varrho]\tilde{y}_t)\end{aligned}\quad (23)$$

3. Estrategia de estimación

El procedimiento metodológico comprende tres fases. En la primera se estima por el Método Generalizado de Momentos (MGM) un modelo lineal de regresión en su forma reducida, inspirado en la curva de Phillips microfundamentada con expectativas racionales. En este modelo la variación del IPC se modela en función de las expectativas inflacionarias, la variación del tipo de cambio nominal, el crecimiento del precio del petróleo y el cambio porcentual del salario real de la economía. La ecuación a estimar es²:

$$\pi_t = \rho_0 \pi_{t+1|t} + \rho_1 \Delta p_{O,t} + \rho_2 \Delta \varepsilon_t + \rho_3 \tilde{y}_t + \rho_4 \pi_{t-1} + \mu_t \quad (24)$$

Con condiciones de momentos $E(\mu_t z_t) = 0$, donde z_t son rezagos de las variables exógenas y endógena. Adicionalmente, se utilizará la base monetaria de Nicaragua como variable instrumental del tipo de cambio nominal.

En la segunda fase se estima el mismo modelo de inflación pero asumiendo que algunos o todos los coeficientes pueden variar en

² Cabe aclarar que en la ecuación (18) no aparece un término *backward looking* que permita capturar la persistencia inflacionaria. De ahí que resulta necesario ampliar la curva de Phillips Neo-Keynesiana, dando lugar a la estimación de una curva de Phillips Neo-Keynesiana Híbrida en su forma reducida (Idrovo y Tejada, 2010). Además se incorpora la brecha del producto en lugar de la variable de salarios reales, debido a que no se cuenta con una serie oficial con frecuencia trimestral de los salarios reales de Nicaragua.

el tiempo. Para ello, se emplea la estimación por filtro de Kalman del modelo *estado-espacio* propuesto por Kim y Nelson (1999). Esta metodología permitirá obtener una serie de tiempo del coeficiente de traspaso (o coeficiente dinámico) del tipo de cambio a los precios domésticos. En esta etapa se usa los estimadores MGM como parámetros iniciales del proceso iterativo de filtro de Kalman. El modelo estado-espacio consiste en:

- Ecuación de medida (o ecuación de espacio):

$$\pi_t = \rho_{0,t}\pi_{t+1|t} + \rho_{1,t}\Delta p_{O,t} + \rho_{2,t}\Delta \varepsilon_t + \rho_{3,t}\tilde{y}_t + \rho_{4,t}\pi_{t-1} + \mu_t \quad (25)$$

- Ecuación de estado:

$$\rho_{i,t} = \rho_{i,t-1} + \kappa_{i,t} \quad (26)$$

- Supuestos de distribución de los términos de error de la ecuación de medida y las ecuaciones de estado.

$$\begin{aligned} \mu_t &\sim i.i.d.N(0, \sigma_\mu^2) \\ \kappa_{i,t} &\sim i.i.d.N(0, \sigma_{\kappa i}^2) \quad i = 0, 1, 2, 3. \end{aligned}$$

En notación matricial, se tiene lo siguiente:

$$\begin{aligned} \pi_t &= x_t \rho_t + \mu_t \\ \rho_t &= I \rho_{t-1} + \kappa_t \\ \mu_t &\sim i.i.d.N(0, \sigma_\mu^2) \\ \kappa_{i,t} &\sim i.i.d.N(0, Q) \end{aligned}$$

El método de estimación del sistema de estado-espacio es el filtro de Kalman, el cual consiste en las siguientes dos etapas iterativas:

1. Etapa de predicción: En ésta se busca obtener un predictor óptimo de ρ_{it} , basado en toda la información disponible en el

período $t - 1$. Es decir para obtener $y_{t|t-1}$, se necesita calcular $\rho_{t|t-1}$

$$\begin{aligned}\rho_{t|t-1} &= I\rho_{t-1|t-1} & (27) \\ P_{t|t-1} &= IP_{t-1|t-1}I' + Q \quad \text{con } P_{t|t-1} = E[(\rho_t - \rho_{t|t-1})(\rho_t - \rho_{t|t-1})'] \\ \eta_{t|t-1} &= \pi_t - \pi_{t|t-1} = \pi_t - x_t\rho_{t|t-1} \\ f_{t|t-1} &= x_tP_{t|t-1}x_t' + R \quad \text{con } f_{t|t-1} = E(\eta_{t|t-1}^2) \text{ y } R = E(\mu\mu')\end{aligned}$$

2. Etapa de aprendizaje o actualización: Una vez que π_t es obtenido al final del período t , el error de predicción puede ser calculado como $\eta_{t|t-1} = \pi_t - \pi_{t|t-1}$. Este error de predicción contiene nueva información sobre el vector de parámetros desconocidos ρ_t respecto de la información entregada por la primera iteración $\rho_{t|t-1}$. Por lo que la nueva información (o actualización) corregida de $\rho_{t|t}$ puede ser obtenida de la siguiente forma: $\rho_{t|t} = \rho_{t|t-1} + P_{t|t-1}x_t'f_{t|t-1}^{-1}\eta_{t|t-1}$. Donde el término $P_{t|t-1}x_t'f_{t|t-1}^{-1}$ es el factor de corrección, llamado *ganancia de Kalman*.

$$\begin{aligned}\rho_{t|t} &= \rho_{t|t-1} + P_{t|t-1}x_t'f_{t|t-1}^{-1}\eta_{t|t-1} & (28) \\ P_{t|t} &= P_{t|t-1} - P_{t|t-1}x_t'f_{t|t-1}^{-1}x_tP_{t|t-1}\end{aligned}$$

La función de verosimilitud para la estimación de ρ_t y P_t es:

$$\mathcal{L}(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln((2\pi)^T |f_{t|t-1}|) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \eta_{t|t-1}' f_{t|t-1}^{-1} \eta_{t|t-1} \quad (29)$$

La fase final consiste en identificar los determinantes del coeficiente de traspaso dinámico del tipo de cambio $\rho_{2,t}$ a la inflación obtenido en la etapa 2. Según Miller (2003), entre los posibles determinantes macroeconómicos se destacan: una variable *dummy* de meta inflacionaria; la volatilidad del tipo de cambio (medida en la desviación estándar móvil); medidas de incertidumbre de demanda agregada

(desviación estándar móvil) e incertidumbre internacional (indicador VIX)³; grado de apertura comercial; brecha del tipo de cambio real; brecha del producto; comportamiento de la participación del componente importado en el IPC.

4. Análisis de los datos

En lo que resta de esta sección se realiza una descripción detallada y un análisis de los datos para observar el comportamiento y dinámica de las variables de interés.

Los datos se expresan en frecuencia trimestral para el período 1994-2012. Además, con el fin de realizar un análisis comparativo de los resultados preliminares se incluye Chile en el análisis. Esta comparación se realiza porque se cuenta con datos disponibles para el período de interés, pero principalmente porque resulta interesante comparar ciertos indicadores dado que ambos países cuentan con regímenes monetarios y cambiarios diferentes.

Inicialmente se analiza el comportamiento de las tasas de crecimiento interanual del precio del petróleo WTI (dólares por barril), el Índice de Precios al Consumidor (IPC), el PIB y el Tipo de Cambio Nominal (TCN). La muestra comprende un período de Enero 1994 hasta Diciembre 2012 para Nicaragua. Para Chile la muestra abarca desde Enero 1986 hasta Diciembre 2012.

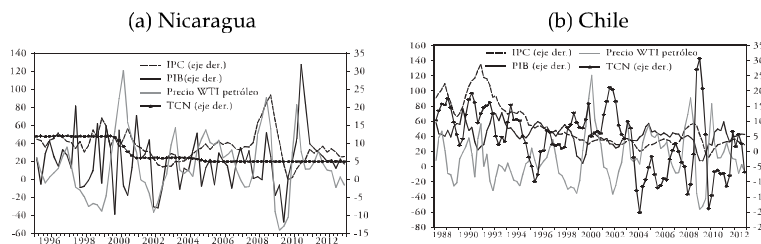
En la Figura 1 se observa la alta volatilidad en el precio del petróleo con *picks* muy importantes alrededor del tercer trimestre de 2008, en el cual se ubicó por encima de los US\$130. Por otra parte, al comparar el comportamiento del IPC en Chile y Nicaragua, destaca que para el primero la fluctuación de los precios fue menor en los últimos años de la muestra.

En cambio para Nicaragua se observa que en el cuarto trimestre de

³ VIX es el código oficial del Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index.

2008 la inflación rozó el 25 % en comparación con el mismo período del año anterior. En Chile, por otro lado, el crecimiento interanual de los precios alcanzó un nivel cerca del 10 % para el 2008.

Figura 1: Evolución de la inflación y sus determinantes
(Crecimiento interanual)



Fuente: Cálculos de los autores con base en datos del Banco Central de Chile y del Banco Central de Nicaragua.

En cuanto al PIB, la fluctuación que presenta el indicador para Nicaragua se debe a la alta volatilidad del Índice de Actividad Económica (IMAE), pues éste fue utilizado para trimestralizar la cifra del PIB por medio del método Denton. Para Chile, las variaciones del PIB son más suaves. Cabe mencionar que ambos países, aunque con diferente grado y rezago, presentaron una caída pronunciada en períodos contiguos a la crisis financiera de 2008.

Finalmente, para Nicaragua el comportamiento del tipo de cambio nominal córdoba/dólar a lo largo del período en cuestión se explica por el sistema de minidevaluaciones diarias mejor conocido como *crawling-peg*. Por otro lado, el tipo de cambio de Chile es muy volátil y endógeno a variables como el precio del cobre.

Por otro lado, la Tabla 1 muestra las correlaciones lineales entre el IPC y las tres variables de interés. En la primera sección de la tabla se muestra para Nicaragua y Chile la correlación entre los niveles del IPC y los respectivos niveles del PIB, Precio del Petróleo (P_{oil}) y Tipo de Cambio Nominal.

Se observa que para ambos países se tiene una alta correlación (y un

alto grado de significancia) entre las series de índice de precios, el PIB a precios constantes, el nivel de precios del petróleo así como el nivel del tipo de cambio, lo cual nos brinda señales de un alto grado de asociación entre las variables, aunque aún sin conclusiones respecto a las relaciones causales.

Tabla 1: Correlaciones de la inflación y sus determinantes para Nicaragua y Chile

	En niveles			
	PIB	P _{oil}	TCN	Brecha _{PIB}
IPC _{Ni}	0.881 (0.000)	0.913 (0.000)	0.978 (0.000)	-0.010 (0.920)
IPC _{Ch}	0.976 (0.000)	0.767 (0.000)	0.803 (0.000)	-0.003 (0.978)
	Variación interanual			
	PIB	P _{oil}	TCN	Brecha _{PIB}
IPC _{Ni}	-0.041 (0.734)	0.233 (0.049)	0.275 (0.019)	0.024 (0.840)
IPC _{Ch}	0.275 (0.005)	-0.065 (0.5140)	0.478 (0.000)	-0.078 (0.432)

Nota: En paréntesis se muestra la probabilidad de que la correlación sea igual a cero ($p\text{-value} | t = 0$).

Fuente: Cálculos de los autores con base en datos del Banco Central de Chile y del Banco Central de Nicaragua.

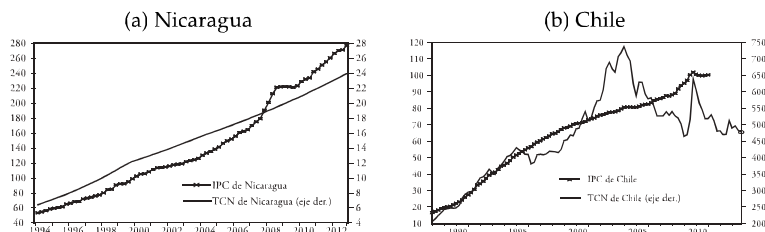
Asimismo, en el panel inferior de la Tabla 1 se muestra las correlaciones para las tasas de crecimiento interanual. Se observa que las correlaciones mantienen la significancia (5 %), a excepción de la correlación entre la inflación y el crecimiento del PIB para Nicaragua y la correlación entre la inflación y el precio del petróleo para Chile, cuyas correlaciones son cercanas a ceros pero no son estadísticamente significativas.

En la Figura 2 se puede observar, a partir de las tendencias en los niveles del TCN y el IPC en ambos países (particularmente para Nicaragua), la alta correlación que existe entre estas variables. Para Chile, esta correlación ha sido menos evidente en la última década, pues hasta 2012 la trayectoria en ambos indicadores siguió un patrón

bastante similar. Para el caso de Nicaragua, aunque la trayectoria del TCN y el del IPC se mantiene, cada vez se menor grado la tasa de aumento de la primera variable, no así la segunda, que es menos clara respecto al ímpetu de sus aumentos.

Figura 2: Evolución del IPC y del TCN

(En niveles)



Fuente: Cálculos de los autores con base en datos del Banco Central de Chile y del Banco Central de Nicaragua.

5. Resultados

En esta sección se presenta los resultados de las estimaciones para Nicaragua. Posteriormente, se realiza un análisis comparativo del *pass-through* de Nicaragua y Chile. Luego, se analiza los posibles determinantes del *pass-through* del tipo de cambio a la inflación.

5.1. Evidencia para Nicaragua

El primer modelo estructural (Modelo 1), que no controla por el efecto del huracán Mitch, modela la inflación condicional a las siguientes variables: expectativas de inflación del siguiente período $\ln E_t(\text{IPC}_{t+1}) - \ln \text{IPC}_t$; la inflación observada un período atrás, $\ln \text{IPC}_{t-1} - \ln \text{IPC}_{t-2}$, que recoge el grado de persistencia o inercia en la dinámica de los precios agregados de la economía; las variaciones del precio del petróleo ($\ln P_{oil_t} - \ln P_{oil_{t-1}}$) y tipo de cambio nominal ($\ln \text{TCN}_t - \ln \text{TCN}_{t-1}$), que en cierto grado también capturan los shocks externos en la inflación del IPC.

Además se incluye como variable explicativa la brecha del producto

agregado de la economía, $(\text{PIB}_t - \text{Trend}_t)$, con el propósito de identificar las presiones de demanda interna en la evolución de los precios.

Por otro lado, el Modelo 2 intenta capturar el efecto sobre el coeficiente de traspaso del tipo de cambio nominal en la inflación producido a finales del año 1998 a raíz del huracán Mitch. Dicho efecto es representado por una variable *dummy* asociada al último trimestre de 1998, cuando el huracán afectó con mayor intensidad al país.

Las variables utilizadas como instrumentos para enfrentar el potencial problema de endogeneidad al que están expuestas las variables fundamentales de la inflación, y así evitar inconsistencias en las estimaciones, fueron: rezagos (1 a 12) de la inflación trimestral; rezagos (1 a 12) del cambio trimestral de la base monetaria, la cual fue utilizada como instrumento del tipo de cambio nominal; rezagos (1 a 12) de la brecha porcentual del PIB (en córdobas, con base 1994) respecto de su tendencia (medida por el filtro de Hodrick & Prescott); rezagos (1 a 12) de la variación trimestral del precio del petróleo (WTI); rezagos (1 a 12) de la apreciación/depreciación del tipo de cambio nominal de Nicaragua (córdoba/dólar).

En total se utilizan 60 variables instrumentales. De este modo, el método de estimación por MGM consiste en la estimación de los parámetros de los modelos lineales (Modelo 1 y 2), tal que se cumplan las siguientes condiciones de momentos:

$$E(\pi_t - \{\hat{\rho}_{0,t}\pi_{t+1|t} + \hat{\rho}_{1,t}p_{O,t} + \hat{\rho}_{2,t}\varepsilon_t + \hat{\rho}_{3,t}w_t\})z_{it} = 0 \quad (30)$$

donde z_{it} con $i = 1, 2, \dots, 60$ corresponde a las variables instrumentales.

La Tabla 2 muestra la estimación por el Método Generalizados de Momentos (MGM) de dos modelos anidados de la curva de Phillips Híbrida Neo-Keynesiana para Nicaragua.

Tabla 2: Estimación MGM de la curva de Phillips Híbrida para Nicaragua

	Modelo 1	Modelo 2
$\ln E_t(\text{IPC}_{t+1}) - \ln \text{IPC}_t$	0.0535 (0.0010) [0.0000]	0.0591 (0.0013) [0.0000]
$\ln \text{IPC}_{t-1} - \ln \text{IPC}_{t-2}$	0.4872 (0.0035) [0.0000]	0.4688 (0.0020) [0.0000]
$\ln P_{\text{oth}} - \ln P_{\text{oth}-1}$	0.0175 (0.0002) [0.0000]	0.0292 (0.0005) [0.0000]
$\ln \text{TCN}_t - \ln \text{TCN}_{t-1}$	0.4150 (0.0038) [0.0000]	0.3951 (0.0041) [0.0000]
$\text{PIB}_t - \text{Trend}_t$	0.0185 (0.0003) [0.0000]	0.0286 (0.0006) [0.0000]
d_{98}	- - -	0.0532 (0.0003) [0.0000]
R^2 ajustado	0.0864	0.2848
Desv. Est. Residuos	0.0146	0.0129
Rango de instrumentos	61	61
Estadístico J	16.1541 [1.0000]	15.9349 [1.0000]
Estat. Durbin-Watson	2.4944	1.9202
Q-stat (1 rezago): χ^2	0.0038 [0.9510]	6.3274 [0.0120]
Q-stat (2 rezago): χ^2	0.0530 [0.9740]	6.4039 [0.0410]
Q-stat (3 rezago): χ^2	1.9623 [0.5800]	9.6365 [0.0220]
Test Jarque-Bera: χ^2	12.1160 [0.0023]	4.1293 [0.1269]
DFA(Resid): $ t $	-10.5975 [0.0000]	-7.6967 [0.0000]
PP(Resid): $ t $	-10.6813 [0.0000]	-7.7043 [0.0000]
Período de la estimación	1994:Q1 2012:Q4	1994:Q1 2012:Q4

Notas: Errores estándar corregidos por la matriz HAC (Newey-West). En () desviación estándar, en [] *p-values* del estadístico t. La variable *dummy* d_{98} es igual a 1, si $t = 1998:Q4$.

Fuente: Cálculos de los autores con base en datos del Banco Central de Nicaragua.

En el Modelo 1 se observa que el coeficiente de traspaso del tipo de cambio nominal a la inflación doméstica es significativo al 1 % y se ubica en torno a 41 %. Así, una depreciación trimestral de

10 % en el tipo de cambio nominal, *ceteris paribus*, implica un alza aproximada de 4.1 % en la inflación, consistente con los hallazgos de De Franco (2008). Este autor, por medio de una estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios, encontró un coeficiente de traspaso cercano a 43 %.

Por su parte, Espinoza, Iraheta y Sánchez (2012), tomando la muestra de ciertos países centroamericanos y ponderando por el tamaño de su economía, estimaron que el efecto de traspaso del tipo de cambio a la inflación es cercano a 20 % para el período de 2004 a 2012, consistente con las estimaciones por medio de ventanas móviles para períodos más recientes.

Posteriormente, se contrasta la hipótesis nula de estabilidad del *pass-through*, a través de la especificación de un segundo modelo anidado (Modelo 2), que resulta de agregar un quiebre exógeno de la variable tipo de cambio nominal del Modelo 1.

Este quiebre es la variable *dummy* antes mencionada. Así, el impacto del huracán Mitch en el mecanismo de transmisión que vincula el tipo de cambio con el crecimiento del IPC, es medido por el coeficiente que acompaña a la variable d_{98} , que es una variable *dummy* que toma el valor 1, si $t = (1998: Q4)$.

A partir de las estimaciones por MGM del Modelo 2 y utilizando las mismas variables instrumentales, se encontró que el acaecimiento del desastre natural no solo contribuyó a la disminución del *pass-through* (aproximadamente en 2 %), sino que su efecto también intensificó el coeficiente de traspaso de los precios futuros a los actuales en más de medio punto porcentual.

Adicionalmente, la Figura 3 presenta la tendencia (filtro de Hodrick & Prescott) de la estimación MGM de los coeficientes de regresiones recursivas con base en el Modelo 1. Las estimaciones se obtuvieron considerando múltiples ventanas móviles (49 a 62 observaciones)

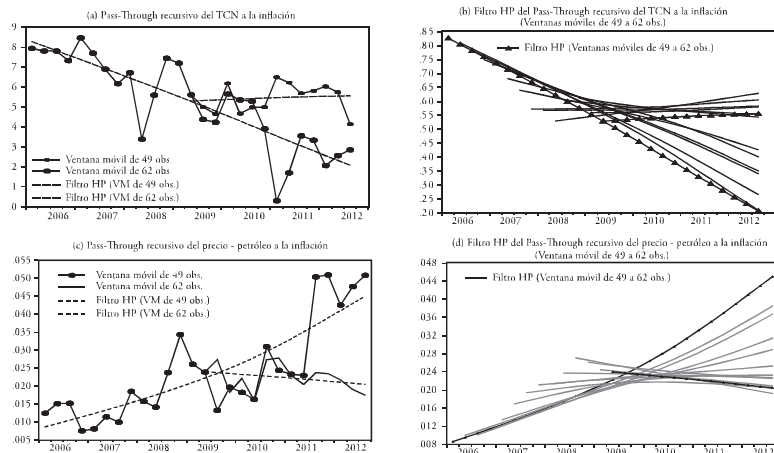
como una forma de evaluar la estabilidad de los parámetros.

Los resultados evidencian una tendencia decreciente del coeficiente de traspaso del tipo de cambio con ventanas móviles relativamente pequeñas (por ejemplo, la de 49 observaciones), lo cual es consistente con la evidencia obtenida por Espinoza et al. (2012).

Sin embargo, la tendencia es creciente al aumentar el tamaño de dichas ventanas. Por otro lado, para el precio del petróleo se observa un comportamiento en una dirección contraria a la anterior. Asimismo, existe una tendencia al alza del coeficiente de traspaso del precio del petróleo a la inflación con ventanas móviles relativamente pequeñas, pero éste tiende a la baja cuando las ventanas móviles aumentan el tamaño de sus observaciones.

Figura 3: Estimación de coeficientes variables en el tiempo

(En niveles)



Fuente: Cálculos de los autores con base en datos del Banco Central de Chile y del Banco Central de Nicaragua.

Así, la alta dispersión observada en la dinámica del coeficiente recursivo de persistencia inflacionaria y, aunque en menor medida, en los parámetros que acompañan a las variables de precio del

petróleo y brecha del producto, en parte, se debe a la alta sensibilidad de las estimaciones a la elección del tamaño de las ventanas móviles. Por esta razón, como método alternativo para la estimación de coeficientes variables de la curva de Phillips Híbrida Neo-Keynesiana, se utiliza un modelo de factores dinámicos con errores heterocedásticos.

El modelo de *estado-espacio* se estima por el filtro de Kalman a través del método de optimización de máxima verosimilitud, propuesto inicialmente por Tsay (1987) y extendido por Kim y Nelson (1989)⁴.

La Tabla 3 compara los parámetros iniciales utilizados para las iteraciones del modelo de coeficientes variables con los valores finales de la serie de tiempo de los coeficientes de la curva de Phillips, en donde los parámetros iniciales son los mismos que los obtenidos consistentemente de la estimación por MGM (Modelo 1 de la Tabla 1).

Este procedimiento permite una rápida convergencia del método de optimización de máxima verosimilitud y además las estimaciones son robustas en la vecindad de los parámetros iniciales. En la parte inferior se encuentran las varianzas estimadas del término de error, tanto de la ecuación de medida (ecuación de la curva de Phillips) como de las ecuaciones de estado que describen la ley de movimiento de los parámetros estimados. En todos los casos se asumió un proceso ruido blanco para los coeficientes de la ecuación de medida, en línea con el modelo original de Kim y Nelson (1999).

⁴ Para la estimación del modelo de *estado-espacio* se utilizó GAUSS 6.0. El programa original de Kim y Nelson (1989) fue modificado para adaptarlo a la estructura de la ecuación de curva de Phillips Híbrida.

Tabla 3: Estimación de coeficientes variables de la curva de Phillips Híbrida Neo-Keynesiana

	A priori	Posteriori	Intervalo (95 % confianza)
$\ln E_t(\text{IPC}_{t+1}) - \ln \text{IPC}_t$	0.4064	0.3983*	[0.2759, 0.5206]
$\ln P_{oil,t} - \ln P_{oil,t-1}$	0.0334	0.0134*	[-0.0418, 0.0686]
$\ln \text{TCN}_t - \ln \text{TCN}_{t-1}$	0.1212	0.1888*	[-0.1014, 0.4789]
$\text{PIB}_t - \text{Trend}_t$	0.0341	-0.0077	[-0.0711, 0.0557]
$\ln \text{IPC}_{t-1} - \ln \text{IPC}_{t-2}$	0.4864	0.4224*	[0.2636, 0.5812]
Parámetro	A priori	Posteriori	Desv. Est.
σ_μ	0.5000	6.87E-03	0.0004
$\sigma_{\mu 1}$	0.5000	6.61E-10	0.0076
$\sigma_{\text{KP}1}$	0.5000	3.77E-03	0.0021
$\sigma_{\text{KP}2}$	0.5000	-1.24E-08	0.0141
$\sigma_{\text{KP}3}$	0.5000	9.30E-03	0.0050
$\sigma_{\text{KP}4}$	0.5000	1.11E-08	0.0082
Log Likelihood	733.1058		

Nota: (*) Corresponde al último valor estimado de la serie de tiempo de cada parámetro.

Fuente: Cálculos de los autores con base en datos del Banco Central de Chile y del Banco Central de Nicaragua.

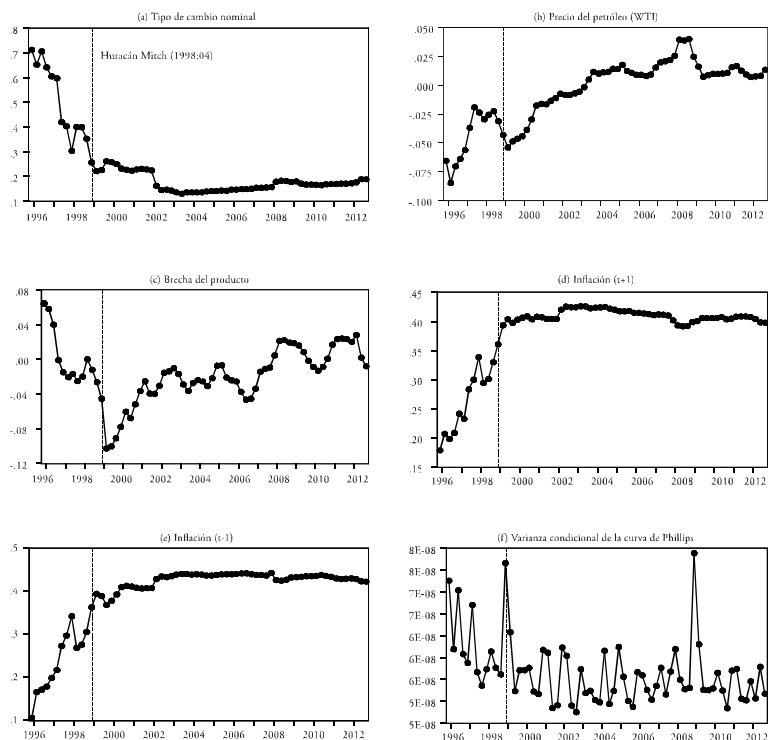
La Figura 4 muestra la evolución del coeficiente de traspaso del tipo de cambio nominal a la inflación doméstica, así como los mecanismos de transmisión del precio internacional del petróleo (WTI) y brecha del producto a los precios internos. La estrategia de estimación de los coeficientes variables (*pass-through* dinámicos) se basa en el filtro de Kalman, cuya expresión analítica se presentó en la Sección 3.

En términos simples, el filtro de Kalman concibe la idea de que los agentes ajustan racionalmente sus expectativas al estilo bayesiano, condicional a la nueva información que reciben en un mundo cargado de incertidumbre. Por lo que este método permite relajar el supuesto de ausencia de múltiples cambios estructurales en los parámetros de la curva de Phillips.

En este contexto, Bera y Lee (1993) demuestran que las desviaciones

estándar de los parámetros de un modelo estocástico con coeficientes autorregresivos pueden capturar la heterogeneidad implícita en la ecuación de regresión, similar a un modelo clásico de heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH), introducido por Engle y Granger (1987).

Figura 4: Evolución de los coeficientes estimados



Fuente: Cálculos de los autores con base en datos del Banco Central de Nicaragua.

De este modo, la estimación de una curva de Phillips que permite variabilidad intertemporal de los coeficientes de traspaso con perturbaciones heterocedásticas, implica que la medida de incertidumbre de la inflación es capturada por la heterogeneidad de la dinámica de los coeficientes de traspaso.

En la Figura 4 se observa cómo el coeficiente de traspaso del tipo de cambio nominal muestra una tendencia decreciente pues parte de niveles cercanos al 0.7 para permanecer relativamente estable cerca de 0.2 en el último período. Un comportamiento similar se observa para los coeficientes de persistencia y expectativas inflacionarias.

En cuanto a la brecha del producto, sobresale la sima observada a finales de 1998, en el cual se registran coeficientes negativos. Esto se puede atribuir al impacto negativo del huracán Mitch en el sector agrícola del país, que ocasionó escasez de la oferta agropecuaria y alzas de precios.

Así, la combinación de una brecha negativa con un coeficiente de traspaso bajo contribuyó a la subida de los precios. En el último cuadro del extremo derecho inferior, se grafica la estimación del comportamiento de la varianza condicional ($\sigma_{t|\mu}^2$) o medida de incertidumbre implícita en el modelo de la curva de Phillips Híbrida Neo-Keynesiana.

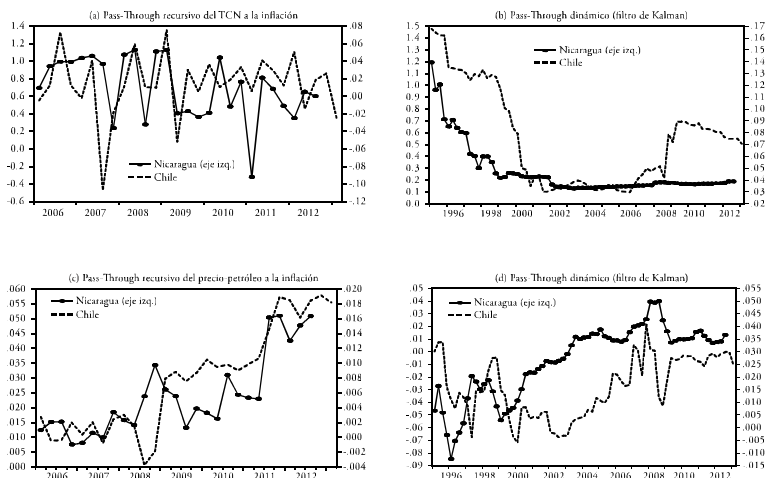
5.2. Análisis comparativo del *pass-through*: Nicaragua y Chile

Al comparar el coeficiente de traspaso dinámico del tipo de cambio nominal a la inflación, obtenido mediante el filtro de Kalman para ambos países, es posible observar que para Nicaragua este coeficiente muestra una tendencia estable y relativamente fija en la última década; mientras que en Chile, a pesar de haberse estabilizado en los primeros 6 años del nuevo milenio, éste saltó a niveles superiores a partir del 2006 (Figura 5).

Además, hasta el 2000, los coeficientes de traspaso de ambos países presentan tendencias pronunciadas a la baja. En cuanto al *pass-through* recursivo en el período 2006-2012 para Nicaragua y Chile se ha mantenido en un rango de 0.2-1.2 y 0.00-0.06, respectivamente.

Por otra parte, se puede notar que la tendencia del *pass-through* recursivo del precio del petróleo a la inflación (en ambos países) ha sido al alza, con saltos considerables en el 2008, período que se caracterizó por los exorbitantes incrementos en el precio del crudo. Con respecto al coeficiente de traspaso dinámico del filtro de Kalman, para esta variable destaca que el patrón de la tendencia para el período 2000-2008 fue al alza, para ubicarse en los últimos 4 años entre rangos de 0.01-0.02 para Chile y 0.03-0.04 para Nicaragua.

Figura 5: Estimación de los coeficientes variables en el tiempo para Nicaragua y Chile



Fuente: Cálculos de los autores con base en datos del Banco Central de Chile y del Banco Central de Nicaragua.

5.3. Posibles determinantes del *pass-through* del tipo de cambio nominal a la inflación

Con base en los trabajos de Garcia y Restrepo (2001) y Miller (2003) se considera como potenciales determinantes del *pass-through* del tipo de cambio nominal a la inflación, la volatilidad del tipo de cambio nominal y una medida de incertidumbre inflacionaria para cada país. La volatilidad del tipo de cambio es capturada por la desviación estándar móvil de tres meses del nivel del tipo de cambio.

Miller (2003) sostiene que una mayor volatilidad del tipo de cambio puede inducir a que los productores e importadores tiendan a ser más cautelosos al momento de fijar sus precios. Éstos solo estarán dispuestos a modificarlos cuando el beneficio de hacerlo supere los costos. En este sentido, se espera que una alta volatilidad provoque una disminución del *pass-through*.

Nuevamente, se realiza un análisis comparativo entre Nicaragua y Chile. Así, la construcción de la variable de incertidumbre inflacionaria varía según el país. En el caso de Chile, que tiene un régimen de metas de inflación, se toma el valor absoluto de la inflación respecto al objetivo de crecimiento del IPC.

De este modo, se espera que la mayor incertidumbre, que en algunos casos podría interpretarse como baja credibilidad del mercado en las decisiones de política monetaria, conlleve a un aumento del coeficiente de traspaso. En un contexto de alzas continuas del tipo de cambio nominal, que amenaza con alzas significativas en las planillas de costos de las empresas, las cuales determinan sus precios de manera *forward looking*, ex ante pueden modificar significativamente sus precios al alza (Taylor, 2000).

Así, el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a la inflación sería mayor. Para el caso de Nicaragua, que tiene al tipo de cambio como ancla nominal, la incertidumbre inflacionaria fue medida como la desviación estándar móvil de tres meses del crecimiento del IPC del

país.

La Tabla 4 muestra las medidas de correlación simple entre el *pass-through* dinámico de Nicaragua y Chile, estimado por el método de filtro de Kalman, y sus potenciales determinantes: volatilidad del tipo de cambio nominal e incertidumbre inflacionaria. Las medidas de correlación arrojan los signos esperados, aunque no todas resultan estadísticamente significativas.

Tabla 4: Correlación del *pass-through* y sus potenciales determinantes

	Coef. TCN Nicaragua	Coef. TCN Chile
Volatilidad del TCN	0.0109 (0.928)	-0.4455 (0.0000)
Volatilidad de la Inflación	0.3119 (0.0081)	0.1843 (0.0839)

Nota: Muestra ajustada: 1991:Q1-2013:Q1 para Chile y 1995:Q1-2012:Q3 para Nicaragua. En () los *p-value*.

Fuente: Cálculos de los autores con base en datos del Banco Central de Chile y del Banco Central de Nicaragua.

Cabe señalar que la medida de correlación entre dos variables no es sinónimo de causalidad. Por ejemplo, la correlación de 0.31 entre el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a la inflación de Nicaragua y la volatilidad de la inflación (incertidumbre inflacionaria, en el caso de Nicaragua) indica que el signo con que se relacionan ambas variables es positivo, y significativo al 1 % de significancia, según el *p-value* asociado de 0.0081.

Este resultado carece de validez estadística al momento de establecer relaciones causales entre el *pass-through* y la incertidumbre inflacionaria. Para ello, se recurre al test de causalidad de Granger que contrasta la hipótesis nula de ausencia de causalidad y es estimado a partir de un modelo de Vectores Autorregresivos Irrestringidos (VAR). Tomando un tamaño de rezagos igual a 5 (basado en el criterio de Hannan-Quinn) se encontró para ambos países evidencia estadística de que el grado de incertidumbre/volatilidad inflacionaria causa al *pass-through*, con un nivel de significancia de 5 % (Tabla 5).

Tabla 5: Test de causalidad a la Granger

Hipótesis Nula	Obs.	Estadístico F
Nicaragua		
Volat. del TCN no causa a la Granger al coef. del TCN	66	0.6304 (0.6773)
Coef. del TCN no causa a la Granger a la volat. del TCN		0.4364 (0.8212)
Incert. inflac. no causa a la Granger al coef. del TCN	66	4.2713 (0.0024)
Coef. del TCN no causa a la Granger a la incert. inflac.		1.5009 (0.2046)
Chile		
Volat. del TCN no causa a la Granger al coef. del TCN	84	1.0243 (0.4098)
Coef. del TCN no causa a la Granger a la volat. del TCN		1.7072 (0.1437)
Incert. inflac. no causa a la Granger al coef. del TCN	84	3.1466 (0.0126)
Coef. del TCN no causa a la Granger a la incert. inflac.		1.7482 (0.1344)

Nota: Se calculó para 5 rezagos. En () los *p-value*.

Fuente: Cálculos de los autores con base en datos del Banco Central de Chile y del Banco Central de Nicaragua.

6. Conclusiones

En este trabajo se encontró que el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a la inflación se reduce considerablemente (para mantenerse relativamente constante) luego del acaecimiento del huracán Mitch. Sin embargo, esto no necesariamente implica un efecto causal de tal evento en la dinámica del *pass-through* del tipo de cambio. Además, tal evento intensificó el coeficiente de traspaso de los precios futuros a los actuales en más de medio punto porcentual. No obstante, se observa un salto en este coeficiente durante 2008, período en el cual se registraron grandes alzas en el precio del petróleo, para luego retomar su tendencia.

Como se observa en los resultados, el coeficiente de traspaso (*pass-through*) del tipo de cambio nominal a la inflación doméstica (estimado por MGM) es significativo al 1%, consistente con los hallazgos de la literatura previa. De Franco (2008), por ejemplo,

realizó una estimación por MCO, y encontró un coeficiente de traspaso de 43 % aproximadamente, cercano al 41 % encontrado en este trabajo mediante el MGM.

La existencia de coeficientes variables con errores heterocedásticos de la curva de Phillips evidencia que los agentes ajustan sus expectativas en función del grado de incertidumbre existente en la economía, y tales reacciones son capturadas por heterogeneidades en el mecanismo de transmisión de los determinantes de la inflación. Por último, se encontró evidencia estadística de causalidad a la Granger del grado de incertidumbre/volatilidad inflacionaria al coeficiente de traspaso (*pass-through*), con un nivel de significancia de 5 %.

Referencias

- Bejarano, J. A. (2005). Estimación Estructural y Análisis de la Curva de Phillips Neokeynesiana para Colombia. *Revista ESPE*, (48):64–117.
- Bera, A. K. y Lee, S. (1993). Information Matrix Test, Parameter Heterogeneity and ARCH: A Synthesis. *The Review of Economic Studies*, 60(1):229–240.
- Calvo, G. A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3):383–398.
- Canzoneri, M., Cumby, R., y Diba, B. (2011). The Interaction Between Monetary and Fiscal Policy. In Woodford, B. M. F. M., editor, *Handbook of Monetary Economics*, volume 3, pages 935–99.
- Choudhri, E. U. y Hakura, D. S. (2006). Exchange Rate Pass-through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter? *Journal of International Money and Finance*, 25(4):614–639.
- De Franco, M. A. (2008). *Inflación, Salarios y Ciclo Económico en Nicaragua*. Fundación Nicaragüense para el Desarrollo Económico y Social, FUNIDES.
- Engle, R. F. y Granger, C. W. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2):251–276.
- Espinoza, E., Iraheta, M., y Sánchez, A. (2012). Modelo Econométrico para el Crecimiento Económico y la Inflación en Centroamérica y República Dominicana. *Documento de Trabajo SECMCA 01*.
- Galí, J. y Gertler, M. (1999). Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2):195–222.
- Galí, J. y Monacelli, T. (2005). Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy. *The Review of Economic Studies*, 72(3):707–734.

- Garcia, C. y Restrepo, J. (2001). Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through in Chile. *Banco Central de Chile, Documento de Trabajo*, 128.
- Idrovo, B. y Tejada, M. (2010). Modelos de Predicción para la Inflación de Chile. *MPRA Paper 31586, University Library of Munich*.
- Kim, C.-J. y Nelson, C. R. (1989). The Time-Varying-Parameter Model for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 7(4):433–440.
- Kim, C.-J. y Nelson, C. R. (1999). State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications. *MIT Press Books*, 1.
- King, R. G. y Wolman, A. L. (1996). Inflation Targeting in a St. Louis Model of the 21st. Century. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Levin, A., Erceg, C. J., y Henderson, D. W. (1999). Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts. Technical report, Society for Computational Economics.
- Medina, J. P. y Soto, C. (2005). Oil Shocks and Monetary Policy in an Estimated DSGE Model for a Small Open Economy. *Documento de Trabajo*, 353.
- Miller, S. (2003). Estimación del Pass-Through del Tipo de Cambio a Precios: 1995–2002. *Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo*, 10.
- Phillips, A. W. (1958). The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–1957. *Economica*, 25(100):283–299.
- Taylor, J. B. (2000). Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms. *European Economic Review*, 44(7):1389–1408.

- Trabandt, M. (2003). Sticky Information vs. Sticky Prices: A Horse Race in a DSGE Framework. Technical report, SFB 373 Discussion Papers, Humboldt University of Berlin, Interdisciplinary Research Project 373.
- Tsay, R. S. (1987). Conditional Heteroscedastic Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, 82(398):590–604.
- Yun, T. (1996). Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity and Business Cycles. *Journal of Monetary Economics*, 37(2):345–370.

