

DOCUMENTOS DE TRABAJO
CÁMARA CHILENA DE LA CONSTRUCCIÓN
WORKING PAPERS
CHILEAN CONSTRUCTION CHAMBER



N°75

AGOSTO
2013

**La dinámica del *pass-through* del tipo de cambio nominal
a la inflación y sus determinantes: Evidencia para Chile y
Nicaragua**

BYRON IDROVO A. WILBER BAIRES.

La publicación de los Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de la Mesa Directiva de la Cámara Chilena de la Construcción A.G. Tanto el contenido de los Documentos de Trabajo como también el análisis y conclusiones que de ellos se deriven, son de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es) y no reflejan necesariamente la opinión de la Cámara Chilena de la Construcción A.G. o sus directivos. Se prohíbe la reproducción total o parcial de este documento sin autorización previa de la Cámara Chilena de la Construcción A.G.

La dinámica del *pass-through* del tipo de cambio nominal a la inflación y sus determinantes: Evidencia para Chile y Nicaragua

Byron Idrovo* Wilber Baires**

*Cámara Chilena de la Construcción, Gerencia de Estudios.
(Agosto 2013)*

Resumen

El objetivo de nuestra 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 dos países del Centro y Sur de América: Nicaragua y Chile. Para el caso particular de Chile, analizamos la implicancia de la meta inflacionaria en la evolución del *pass through* del tipo de cambio nominal sobre la inflación, a través de la inclusión de una variable explicativa *dummy* (de meta inflacionaria) en la ecuación que describe la dinámica del coeficiente de traspaso. De manera análoga, para Nicaragua, destacamos el efecto del Huracán Mitch en la evolución del *pass through* del tipo de cambio nominal sobre la dinámica de los precios. La dinámica del *pass through* es obtenida de la estimación de un modelo de *Estado-Espacio*, inspirado en una curva de Phillips microfundamentada.

1. Revisión de la literatura

Mucha literatura ha surgido desde el descubrimiento empírico de Alban Phillips en 1958, quien mostró una relación inversa entre la inflación de los salarios y la tasa de desempleo. En 1960, Lipsey ideó la inflación de los salarios como proxy de la inflación de los precios para dar una ilustración más teórica a lo encontrado por Phillips en el 58. Y desde entonces, la derivación de modelos teóricos y empíricos ha sido basta en el área.

Este trabajo se basará principalmente en los inmensos aportes a la teoría por parte de Calvo (1983), Yun (1996), King y Wolman (1996, 1999), Erceg, Henderson y Levin (2000), y Gali y Gertler (1999), quienes en sus trabajos han elaborado arduamente la microfundamentación de la curva de Phillips, como el resultado de la elaboración de los modelos macroeconómicos para evadir la crítica de Lucas (Bejarano, 2004). Estos incorporan diversas formas de rigideces

*E-mail: bidrovo@cchc.cl

**E-mail: wbaires@uc.cl

nominales e imperfecciones de mercado.

Las aplicaciones de esta teorización han sido diversas, por ejemplo, Trabandt (2003) y Gali 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 las desinflaciones contraccionistas.

Por otro lado, en Chile, extensas aplicaciones de la curva de Phillips se han utilizado en modelos para predecir la inflación. Pincheira y Rubio (2010) en sus investigaciones utilizan algunas versiones de curvas de Phillips "backward looking" para explorar la existencia, robustez y magnitud del eventual aporte que puedan hacer diversas medidas de actividad a la tarea de predecir la inflación, usando una base en tiempo real para obtener una apreciación de la capacidad predictiva que sea coherente con los niveles de incertidumbre que enfrentan los agentes económicos al momento de tomar sus decisiones. Idrovo y Tejada (2010), por su parte, 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.

Asimismo, 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. Por otro lado, como ejemplo adicional, en Ecuador, Estrella y Valle (2011) proyectan la inflación mediante modelos VAR, utilizando una adaptación de la Curva de Phillips. Toman en cuenta al VAR sin restricciones y también incluyen un vector de corrección de errores. Las variables endógenas que utilizan son la inflación rezagada, la tasa de devaluación, el cambio en los precios de los combustibles, un agregado monetario y los salarios mensuales, entre otras.

2. El modelo

La estimación del coeficiente de traspaso del tipo de cambio nominal y del precio del petróleo en la inflación del IPC de cada país (Chile y Nicaragua), está basada en una forma funcional inspirada en la curva de Phillips microfundamentada con expectativas racionales. Donde la inflación está en función de las expectativas de inflación futura, tipo de cambio nominal observado, precio del petróleo y del salario real de la economía. En cuanto a la definición de la Curva de Phillips con fundamentos microeconómicos, nos basamos en el trabajo de Canzoneri, et al (2002) 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):

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

Donde VM 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 (un proceso autorregresivo, AR(1)) y una función de demanda isoelástica:

Con $P(j)_{t+i} = \Omega^i P(j)_t$, y con $Y(j)_t = (\frac{P_t}{P(j)_t})^\alpha Y_t$, donde $\alpha > 1$.

Luego:

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

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

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

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

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 Condición de primer orden por $P(j)_t^{1+\alpha}$, se obtiene:

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

Reagrupando:

$$\begin{aligned} & (\alpha-1)P(j)_t E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i [\Omega^{i(1-\alpha)} P_{t+i}^\alpha Y_{t+i}] \\ & = (\alpha)E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i [CM\Omega^{i(-\alpha)} P_{t+i}^\alpha Y_{t+i}] \end{aligned} \quad (6)$$

Finalmente:

$$P(j)_t^* = \mu \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i [CM\Omega^{i(-\alpha)} P_{t+i}^\alpha Y_{t+i}]}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i [\Omega^{i(1-\alpha)} P_{t+i}^\alpha Y_{t+i}]} \quad (7)$$

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

Luego, suponemos la siguiente función de precios:

$$P(j)_t = P^*(j)_t^{1-\theta} P_{t-1}^\theta \quad (8)$$

Al log-linealizar al rededor del estado estacionario las últimas dos ecuaciones obtenidas:

$$p^*(j)_t = (1 - \theta\beta) E_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta\beta^i mc_{t+i} \quad (9)$$

$$p_t = (1 - \theta)p^*(j)_t + \theta p_{t-1} \quad (10)$$

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 re-expresar $p^*(j)_t$ de la siguiente manera:

$$p^*(j)_t = (\theta\beta)p^*(j)_{t+1|t} + (1 - \theta\beta)mc_t \quad (11)$$

Luego, al despejar $p^*(j)_t$ en la penúltima ecuación:

$$p^*(j)_t = \frac{p_t}{1 - \theta} - \frac{\theta p_{t-1}}{1 - \theta} \quad (12)$$

Al reemplazar este $p^*(j)_t$ en la primera ecuación log-linearizada:

$$\frac{p_t}{1 - \theta} - \frac{\theta p_{t-1}}{1 - \theta} = (\theta\beta) \frac{p_{t+1|t}}{1 - \theta} - \frac{\theta p_t}{1 - \theta} + (1 - \theta\beta)mc_t \quad (13)$$

$$p_t - \theta p_{t-1} = (\theta\beta)(p_{t+1|t} - \theta p_t) + (1 - \theta)(1 - \theta\beta)mc_t \quad (14)$$

Luego, al sustraer $(1 - \theta)(1 - \theta\beta)p_t$ en ambos lados de esta última ecuación:

$$p_t - \theta p_{t-1} - (1 - \theta)(1 - \theta\beta)p_t = (\theta\beta)(p_{t+1|t} - \theta p_t) + (1 - \theta)(1 - \theta\beta)mc_t^R \quad (15)$$

$$\begin{aligned} p_t - \theta p_{t-1} - p_t + \theta\beta p_t + \theta p_t - \theta^2 \beta p_t \\ = (\theta\beta)(p_{t+1|t} - \theta p_t) + (1 - \theta)(1 - \theta\beta)mc_t^R \end{aligned} \quad (16)$$

Y con $\pi_t = p_t - p_{t-1}$:

$$\theta\beta p_t + \theta\pi_t - \theta^2 \beta p_t = (\theta\beta)p_{t+1|t} - (\theta^2 \beta p_t + (1 - \theta)(1 - \theta\beta)mc_t^R) \quad (17)$$

$$\theta\pi_t = (\theta\beta)\pi_{t+1|t} + (1 - \theta)(1 - \theta\beta)mc_t^R \quad (18)$$

De esta ecuación, finalmente, al despejar π_t se tiene:

$$\pi_t = \beta\pi_{t+1|t} + \frac{(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{\theta} mc_t^R \quad (19)$$

Ahora, pasemos a definir el costo marginal, resolviendo el problema de optimización de la firma, la cual busca minimizar el costo de sus insumos restringida en su producción. A ver:

$$\min W_t L(j)_t + P_{C,t} C(j)_t \quad \text{s.a. } Y(j)_t = AC(j)_t^\alpha L(j)_t^{1-\alpha} \quad (20)$$

De aquí, al resolver se tiene que:

$$CM = \frac{\partial CT(Y(j)_t)}{\partial Y(j)_t} = \lambda = \frac{(1-\alpha)^{1-\alpha}}{\alpha^\alpha A} W_t^{1-\alpha} P_{C,t}^\alpha \quad (21)$$

Donde λ es el multiplicador de Lagrange utilizado en la resolución del problema de optimización de la firma (recién descrito).

Luego, pasaremos a definir el precio ($P_{C,t}$) de la forma en que lo hicieron Soto y Medina (2005):

$$P_{C,t} = [\delta P_{O,t}^{1-n} + (1-\delta) P_{NO,t}^{1-n}]^{\frac{1}{1-n}} \quad (22)$$

$$P_{NO,t} = [\gamma P_{H,t}^{1-\rho} + (1-\gamma) P_{F,t}^{1-\rho}]^{\frac{1}{1-\rho}} \quad (23)$$

Donde $P_{O,t}^{1-n}$ es el precio del petróleo, $P_{NO,t}$ es el precio de los bienes excluyendo el petróleo, y de aquí 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 llegamos a la siguiente expresión¹:

$$cm_t = \alpha \Theta p_{O,t} + \alpha(1-\Theta)(1-\theta)(\varepsilon_t + p_t^*) + (1-\alpha)w_t \quad (24)$$

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

Finalmente, si suponemos que $P^* = 0$, tenemos el siguiente modelo reducido de curva de Phillips con expectativas racionales:

$$\pi_t = \beta \pi_{t+1|t} + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} (\alpha \Theta p_{O,t} + \alpha(1-\Theta)(1-\theta)(\varepsilon_t) + (1-\alpha)w_t) \quad (25)$$

No obstante lo anterior, la Curva de Phillips Neo-Keynesiana (ecuación 25) no incluye un término *backward looking* que refleje la inercia en la dinámica de los precios. Por lo que, es necesario definir matemáticamente una nueva forma funcional de la Curva de Phillips ampliada, o también llamada curva de Phillips Híbrida (es decir, aquella que incluye a la inflación rezagada para explicar el comportamiento de los precios). Para tal propósito, partimos con la ecuación de precio determinado por la firma (j), basado en la ecuación (8).

$$P_t(j) = \bar{P}_t(j)^{(1-\theta)} P_{t-1}^\theta \quad (26)$$

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

¹Este resultado es similar a lo encontrado por Chavarría y Mora (2011).

de Bejarano (2005), consideramos la siguiente regla de comportamiento para la variable ($P_t(j)$):

$$\bar{P}_t(j) = P_t^*(j)^{(1-\varpi)} P_{t-1}^\varpi \text{ con } \varpi \in [0, 1] \quad (27)$$

donde ϖ 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 $t-1$; la variable $P_t^*(j)$ es representada por la ecuación (7). Por su parte,

$$P_t^b(j) = \bar{P}_{t-1}(j)(1 - \pi_{t-1}) \quad (28)$$

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, considerando el 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 (7), (26), (27) y (28), se obtiene la siguiente expresión para la curva de Phillips Neo Keynesiana Híbrida de Galí & Gertler (1999):

$$\begin{aligned} \pi_t = & \frac{\theta\beta}{\theta + \varpi[1 - \theta(1 - \beta)]} \pi_{t+1|t} + \frac{\varpi}{\theta + \varpi[1 - \theta(1 - \beta)]} \pi_{t-1} \quad (29) \\ & + \frac{(1 - \varpi)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta + \varpi[1 - \theta(1 - \beta)]} (\alpha\Theta p_{O,t} + \alpha(1 - \Theta)(1 - \theta)(\varepsilon_t) + (1 - \alpha)w_t) \end{aligned}$$

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 cm_t $p_{O,t}$ es el precio del petróleo; y el costo marginal $cm_t = \alpha\Theta p_{O,t} + \alpha(1 - \Theta)(1 - \theta)(\varepsilon_t + p_t^*) + (1 - \alpha)w_t$, que se descompone en el precio del petróleo ($p_{O,t}$), el tipo de cambio nominal (ε_t) y el salario real (w_t), según los autores Soto & Medina (2005).

Por último, para cerrar el modelo de la Curva de Phillips Híbrida en función de la brecha del producto, nos basamos en el trabajo de Galí & Monacelli (2002), 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 propietarias del trabajo, las firmas fijan el precio de sus productos a la Calvo (1983). Además, Galí & Monacelli (2002) incluyen en el modelo una regla de Taylor como resultado del proceso de minimización del Banco Central de una función de pérdida, que entre sus argumentos considera 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.

$$\widetilde{cm}_t = [\varphi(1 - \varsigma) + \varrho]\widetilde{y}_t + \varphi\varrho\widetilde{y}_t^* - (1 - \varrho)f_t \quad (30)$$

donde \widetilde{cm}_t la brecha del costo marginal real respecto de 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.

Considere 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, combinando así las ecuaciones (24), (29) y (30), se tiene el siguiente expresión para la curva de Phillips Híbrida:

$$\begin{aligned} \pi_t = & \frac{\theta\beta}{\theta + \varpi[1 - \theta(1 - \beta)]} \pi_{t+1|t} + \frac{\varpi}{\theta + \varpi[1 - \theta(1 - \beta)]} \pi_{t-1} \quad (31) \\ & + \frac{(1 - \varpi)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)}{\theta + \varpi[1 - \theta(1 - \beta)]} (\alpha\Theta p_{O,t} + \alpha(1 - \Theta)(1 - \theta)(\varepsilon_t) \\ & + (1 - \alpha)w_t + [\varphi(1 - \varsigma) + \varrho]\tilde{y}_t) + \end{aligned}$$

3. Estrategia de estimación

El procedimiento metodológico comprende tres fases: En la primero estimaremos por GMM un modelo lineal de regresión en su forma reducida, inspirado en la Curva de Phillips microfundamentada con expectativas racionales. Donde 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:

$$\pi_t = \rho_0 \pi_{t+1|t} + \rho_1 \Delta p_{O,t} + \rho_2 \Delta \varepsilon_t + \rho_3 \tilde{y}_t + \rho_4 \pi_{t-1} + \mu_t \quad (32)$$

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

En la segunda fase, estimaremos el mismo modelo de inflación pero asumiendo que algunos o todos los coeficientes pueden variar en el tiempo. Para ello, emplearemos la estimación por filtro de Kalman del modelo *estado-espacio* propuesto por Kim & Nelson (1989, 1999). Esta metodología nos 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 usan los estimadores GMM como parámetros iniciales del proceso iterativo de Filtro de Kalman. El modelo estado-espacio a estimar es:

Ecuaciones de medida (o ecuaciones del espacio):

$$\pi_t = \rho_{0,t} \pi_{t+1|t} + \rho_{1,t} \Delta p_{O,t} + \rho_{2,t} \Delta \varepsilon_t + \rho_{3,t} \tilde{y}_t + \rho_{4,t} \pi_{t-1} + \mu_t \quad (33)$$

²Cabe aclarar que, en la ecuación (26) no aparece un término *backward looking* que permita capturar la persistencia inflacionaria. Por lo 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 incorporará la brecha del producto en lugar de la variable de salarios reales, debido a que no existe una serie oficial empalmada de remuneraciones reales en Chile, tras el cambio metodológico en la encuesta de empleo del INE a partir de marzo 2010. Por otra parte, en el caso particular de Nicaragua, no existen datos públicos de salarios reales con frecuencia trimestral.

Ecuaciones de estado:

$$\rho_{i,t} = \rho_{i,t-1} + \kappa_{i,t} \quad (34)$$

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:

$$\pi = x_t \rho_t + \mu_t \quad (35)$$

$$\rho_t = I_4 \rho_{t-1} + \kappa_t \quad (36)$$

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

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

Etapas de predicción:

Buscamos obtener un óptimo predictor de $p_{i,t}$, basado en toda la información disponible en el período $t-1$. Es decir para obtener $y_{t|t-1}$, necesitamos calcular $\rho_{t|t-1}$

$$\rho_{t|t-1} = I_4 \rho_{t-1|t-1} \quad (37)$$

$$P_{t|t-1} = I_4 P_{t-1|t-1} I_4' + Q \quad \text{con} \quad P_{t|t-1} = E[(\rho_t - \rho_{t|t-1})(\rho_t - \rho_{t|t-1})'] \quad (38)$$

$$\eta_{t|t-1} = \pi_t - \pi_{t|t-1} = \pi_t - x_t \rho_{t|t-1} \quad (39)$$

$$f_{t|t-1} = x_t P_{t|t-1} x_t' + R \quad \text{con} \quad f_{t|t-1} = E(\eta_{t|t-1}^2) \text{ y } R = E(\mu \mu') \quad (40)$$

Etapas 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 que entregada por la primera iteración $\rho_{t|t-1}$. Por lo que la nueva información (o actualización) corregida de $\rho_{t|t-1}$, 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*.

$$\rho_{t|t} = \rho_{t|t-1} + P_{t|t-1} x_t' f_{t|t-1}^{-1} \eta_{t|t-1} \quad (41)$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1}x_t'f_{t|t-1}^{-1}x_tP_{t|t-1} \quad (42)$$

La función de versosimilitud para la estimación de ρ_t y P_t es

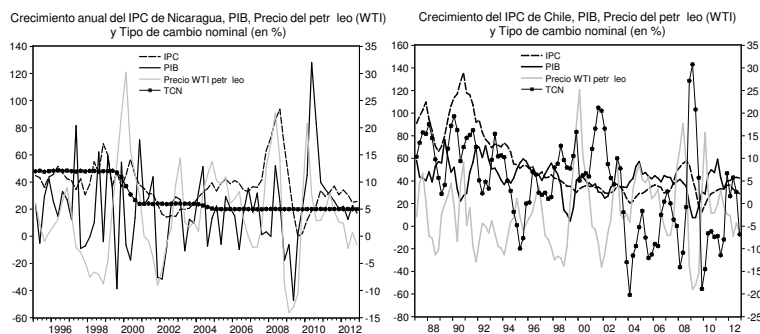
$$\mathcal{L}(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln((2\pi)^T |f_{t|t-1}|) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \eta_{t|t-1}' f_{t|t-1}^{-1} \eta_{t|t-1} \quad (43)$$

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 fase 2. Entre los posibles determinantes macroeconómicos, destacamos los siguientes (basados en Shiller Miller, 2003): Variable Dummy de meta inflacionaria; Volatilidad del tipo de cambio (medido en la desviación estándar móvil); medidas de incertidumbre de demanda agregada (desviación estándar móvil) e incertidumbre internacional (indicador VIX); 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

Los datos están modulados en un periodo trimestral, y su rango se extiende, para Nicaragua, en un período que comprende los años entre 1994 y 2012 y, para Chile, entre 1986 y 2012. El análisis, como ya se adelantó, está enfocado en dos países: Nicaragua y Chile. Esto por razones como: tener una buena disposición de datos para el período de interés y permitir hacer un contraste interesante entre los regímenes monetarios y cambiarios que cada uno ha seguido. En lo que sigue de esta sección, se realizará una descripción y análisis de los datos detallados, buscando relaciones iniciales entre las tres variables de interés.

Figura 1: Evolución de la inflación y sus determinantes: Casos Chile y Nicaragua (Variación anual, en %)



En la figura 1, se analiza cómo es el comportamiento de la tasa de crecimiento interanual del precio del petróleo (WTI), medido en dólares por barril, el crecimiento interanual del Índice de Precios al Consumidor (IPC), el crecimiento

interanual del PIB y el crecimiento interanual del Tipo de Cambio Nominal (TCN) para los países en la muestra con un periodo que comprende de Enero del 1986 hasta Diciembre del 2012 para Chile y de Enero del 1994 hasta Diciembre del 2012 para Nicaragua. Los ejes del lado izquierdo en ambos gráficos contienen la escala para el IPC y el precio del petróleo, mientras que los ejes derechos son escala a la inflación y al TCN (medido en %).

Dicho esto, es posible apreciar la alta volatilidad para el precio del petróleo, con *picks* muy importantes alrededor del tercer trimestre del 2008, donde su precio se disparó por encima de los \$130. Por otra parte, en cuanto al IPC, se puede notar que mientras que en Chile la fluctuación de los precios ha sido menor en los últimos años, en Nicaragua esta ha sido bastante fluctuante, con una inflación que rozó el 25% en el cuarto trimestre del 2008 en comparación a un año anterior. En Chile, por otro lado, la fluctuación interanual de los precios alcanzó un nivel cerca del 10% para el 2008.³

En cuanto al PIB, la fluctuación que presenta el indicador para Nicaragua tiene sus raíces en la alta volatilidad trimestre a trimestre que tiene su Índice de Actividad Económica (variable utilizada para trimestralizar la cifra del PIB por medio del método Denton, pues sus datos solamente estaban disponibles con una periodicidad anual para el período de interés). Para Chile, las variaciones en la misma variables 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 una vez nacida en el 2008.

Finalmente, es interesante apreciar la estabilidad del crecimiento del tipo de cambio nominal córdoba/dólar a lo largo del período en cuestión, crecimiento que presentó tendencias a la baja en los años 2000 y 2004. Por otro lado, el peso chileno muestra una historia distinta, con un tipo de cambio muy volátil y bastante endógeno en variables como el precio del cobre.

En la Tabla 1, por su lado, muestra las correlaciones lineales entre el IPC y las tres variables de interés. En la primera sección de la tabla se encuentra la correlación entre los niveles del IPC (Nicaragua y Chile) y los respectivos niveles del PIB, Precio del Petróleo y su 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).

³En secciones posteriores se comentarán los determinantes de estas peripecias, con mayor hincapié en Nicaragua

Tabla 1: Correlaciones de inflación y sus determinantes:
Casos Chile y Nicaragua

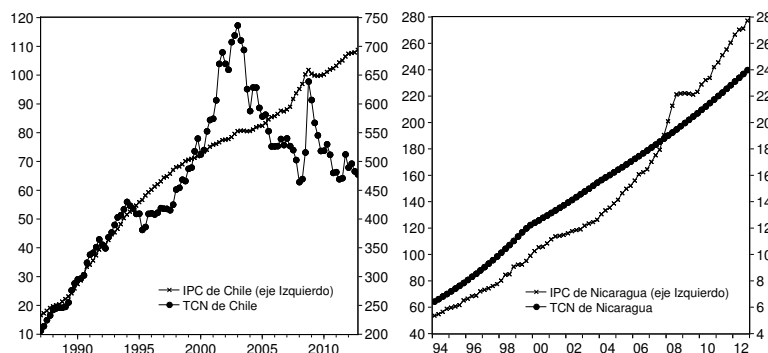
	En niveles			
	<i>PIB</i>	<i>P_{oil}</i>	<i>TCN</i>	<i>BrechaPIB</i>
<i>IPC_{Ni}</i>	0.881 (0.000)	0.913 (0.000)	0.978 (0.000)	-0.010 (0.920)
<i>IPC_{Ch}</i>	0.976 (0.000)	0.767 (0.000)	0.803 (0.000)	-0.003 (0.978)
	Variación interanual			
	<i>PIB</i>	<i>P_{oil}</i>	<i>TCN</i>	<i>BrechaPIB</i>
<i>IPC_{Ni}</i>	-0.041 (0.734)	0.233 (0.049)	0.275 (0.019)	0.024 (0.840)
<i>IPC_{Ch}</i>	0.275 (0.005)	-0.065 (0.5140)	0.478 (0.000)	-0.078 (0.432)

Nota: Entre paréntesis la probabilidad de que la correlación es igual a cero (p-value | $t = 0$ |).

Por otro lado, al apreciar la segunda sección de la misma tabla, la cual contiene la serie de los cambios anuales de las variables, las correlaciones, aunque con menor fuerza se mantienen aún con un buen grado de 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, sin embargo, carentes de significancia estadística.

En la figura 2, se puede comprobar, por la similitud de las tendencias en los niveles del TCN y el IPC de ambos países (particularmente para Nicaragua), la fuerte correlación que existe entre estas variables. Para Chile, esta correlación ha sido menos clara en la última década, pues hasta cerca del 2012 la trayectoria en ambos indicadores siguió un patrón bastante similar. Para el caso de Nicaragua, aunque los trayectos del TCN y el del IPC se mantienen, cada vez es en menor grado la fuerza con la que aumenta la primera variable, no así la segunda, que es menos clara respecto a la ímpetu de sus aumentos.

Figura 2: Evolución del IPC y tipo de cambio nominal (TCN) de Chile y Nicaragua (En niveles)



5. Resultados

5.1. Evidencia para Chile

A continuación la Tabla 2 muestra la estimación por el Método Generalizados de Momentos (MGM) de dos modelos anidados de curva de Phillips híbrida Neo-Keynesiana para Chile. El primer modelo estructural (Modelo 1), que no controla por el efecto de la adopción de un régimen de meta inflacionaria, modela la inflación condicional a las siguientes variables: Expectativas de inflación del siguiente período ($\ln E_t(IPC_{t+1}) - \ln IPC_t$); la inflación observada un período atrás $\ln IPC_{t-1} - \ln IPC_{t-2}$, que recoge el grado de persistencia o inercia en la dinámica de los precios agregados de la economía; las variaciones del precio del petróleo ($\ln Poil_t - \ln Poil_{t-1}$) y tipo de cambio nominal ($\ln TCN_t - \ln TCN_{t-1}$), que en cierta medida capturan los shocks externos en la inflación del IPC. Y adicionalmente, se incluye como variable explicativa la brecha del producto agregado de la economía ($PIB_t - Trend_t$), esto con el propósito de identificar las presiones de demanda interna en la evolución de los precios.

EL Modelo 1 es contrastado con otro (Modelo 2) que intenta capturar dos efectos sobre el coeficiente de traspaso del tipo de cambio nominal en la inflación de Chile, que son: (i) el efecto del anuncio (o implementación parcial) de la política monetaria de meta inflacionaria a partir de 1991; (ii) el efecto de la adopción plena de la meta de inflación de 3% anual a partir de septiembre de 1999 –consistente con un rango meta de 2% a 4% anual, para un horizonte de política monetaria de 12 a 24 meses⁴. Ambos efectos son aproximados por los coeficientes que acompañan a la variables resultantes de multiplicar el tipo de cambio nominal por variables *dummy* asociadas a al período de anuncio de la meta de inflación y al período de plena implementación de esta política, respectivamente.

Las variables utilizadas como instrumento para enfrentar el potencial problema de endogenidad al que están expuestas las variables fundamentales de la inflación, y así evitar inconsistencias en las estimaciones, fueron: rezagos (1 a 5) de la inflación trimestral, rezagos (1 a 6) del cambio trimestral del precio del cobre (dólar/libra) –variable utilizada como instrumento del tipo de cambio nominal de Chile–, rezagos (1 a 6) de la brecha porcentual del PIB (en millones de pesos encadenados, con base 2008) respecto de su tendencia (medida por el filtro de Hodrick & Prescott), rezagos (1 a 4) de la variación trimestral del precio del petróleo (WTI), rezagos (1 a 4) de la apreciación/depreciación del tipo de cambio nominal de Chile (pesos/dólar), rezagos (1 a 4) de la tasa de interés de política monetaria, y rezagos (1 a 7) de la brecha porcentual de los términos de intercambio, relativo a su medida de tendencia (capturada por el filtro de Hodrick & Prescott). Por lo que en total se utilizaron 39 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:

$$E(\pi_t - \{\hat{\rho}_{0,t}\pi_{t+1|t} + \hat{\rho}_{1,t}pO_t + \hat{\rho}_{2,t}\varepsilon_t + \hat{\rho}_{3,t}w_t\})z_{it} = 0 \quad (44)$$

⁴La Política Monetaria de Chile en el Marco del Banco Central de Chile en el Marco de Metas de Inflación. Publicaciones del Banco Central de Chile, 2007.

donde z_{it} con $i = 1, 2, \dots, 39$ corresponde a las variables instrumentales antes mencionadas.

De la estimación del Modelo 1 se desprende que el coeficiente de traspaso (*pass-through*) del tipo de cambio nominal a la inflación doméstica es significativo al 1% de significancia y se ubica en torno a 12%. Esto significa que, en promedio, una depreciación de 10% trimestral en el tipo de cambio nominal (peso/dólar) –con todo lo demás constante– se refleja en un alza de 1,2 puntos porcentuales en el crecimiento del IPC. Este resultado es algo inferior a los hallazgos de otros autores. Sin embargo, las estimaciones más recientes evidencian una disminución del *pass-through*. Por ejemplo, Calvo y Mendoza (1998), suponiendo nula variabilidad de la inflación externa, encontraron un coeficiente de traspaso cercano a 25%. En tanto, los autores García y Restrepo (2001) basándose en la estimación de regresión recursiva, obtuvieron un coeficiente que se aproxima a 15% para el año 2000. Dos años después, Morandé y Tapia (2002) estimaron un coeficiente de traspaso en torno a 14%.

En este contexto, 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 dos quiebres exógenos de la variable de tipo de cambio nominal en el Modelo 1. Ambos quiebres se modelan como el producto entre variables *dummy* y la variación del tipo de cambio. Así el impacto del anuncio del régimen de meta inflacionaria 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 $d_{91t}(\ln TCN_t - \ln TCN_{t-1})$. Donde d_{91t} es una variable *dummy* que toma el valor 1, si $t \geq (\text{ene} : 1991)$ (período de anuncio e implementación parcial del nuevo régimen de política). Mientras que el efecto de la implementación total de la meta de inflación es medido por el parámetro junto a la variable $d_{99t}(\ln TCN_t - \ln TCN_{t-1})$; donde d_{99t} es una variable *dummy* que toma el valor 1, si $t \geq (\text{sep} : 1999)$. A partir de las estimaciones por MGM del Modelo 2 –usando las mismas variables instrumentales–, se obtuvo que el anuncio o implementación parcial de la meta inflacionaria durante 1991 no sólo que contribuyó a la disminución del *pass-through*, sino que su efecto fue mayor respecto del estimado durante la adopción plena de la medida a partir de 1999.

Tabla 2: Estimación GMM de la Curva de Phillips Híbrida

Variable dependiente: $\ln IPC_t - \ln IPC_{t-1}$		
Método: Método Generalizado de Momentos (MGM)		
	Modelo 1	Modelo 2
$\ln E_t(IPC_{t+1}) - \ln IPC_t$	0.4064 (0.0421) [0.0000]	0.3009 (0.0457) [0.0000]
$\ln IPC_{t-1} - \ln IPC_{t-2}$	0.4864 (0.0402) [0.0000]	0.4623 (0.0471) 0.0000
$\ln Poil_t - \ln Poil_{t-1}$	0.0334 (0.0037) [0.0000]	0.0334 (0.0039) [0.0000]
$\ln TCN_t - \ln TCN_{t-1}$	0.1212 (0.0120) [0.0000]	0.4171 (0.0807) [0.0000]
$PIB_t - Trend_t$	0.0341 (0.0119) [0.0051]	0.0500 (0.0120) [0.0001]
$d_{99t}(\ln TCN_t - \ln TCN_{t-1})$	-	-0.0947 (0.0395) [0.0185]
$d_{91t}(\ln TCN_t - \ln TCN_{t-1})$	-	-0.2398 (0.0894) [0.0087]
R^2 ajustado	0.7269	0.7211
Desv. Est. Residuos	0.0089	0.0090
Rango de instrumentos	39	39
Estadístico J	18.4719	18.3653
P-value	0.9861	0.9742
Estat. Durbin-Watson	2.6432	2.2245
Q-stat (1 rezago): χ^2	11.1880	2.6161
P-value	0.0010	0.1060
Q-stat (2 rezago): χ^2	11.7690	3.4103
P-value	0.0030	0.1820
Q-stat (3 rezago): χ^2	12.2970	6.1467
P-value	0.0060	0.1050
Test Jarque-Bera: χ^2	10.3517	3.7622
P-value	0.0057	0.1524
DFA(Resid): $ t $	-13.8761	-11.7293
P-value	0.0001	0.0001
PP(Resid): $ t $	-14.1386	-11.7815
P-value	0.0001	0.0001
Período de la estimación	1988:1 2012:4	1988:1 2012:4

Errores estándar corregidos por matriz HAC (Newew-West)

() Desviación estándar

[] p-value del estadístico t

La variable *dummy* d_{91t} es igual a 1, si $t \geq (ene : 1991)$. Y toma el valor cero en otro caso.

La variable *dummy* d_{99t} es igual a 1, si $t \geq (sep : 1999)$. Y toma el valor cero en otro caso.

DFA: Dickey-Fuller Aumentado (Test Raíz Unitaria)

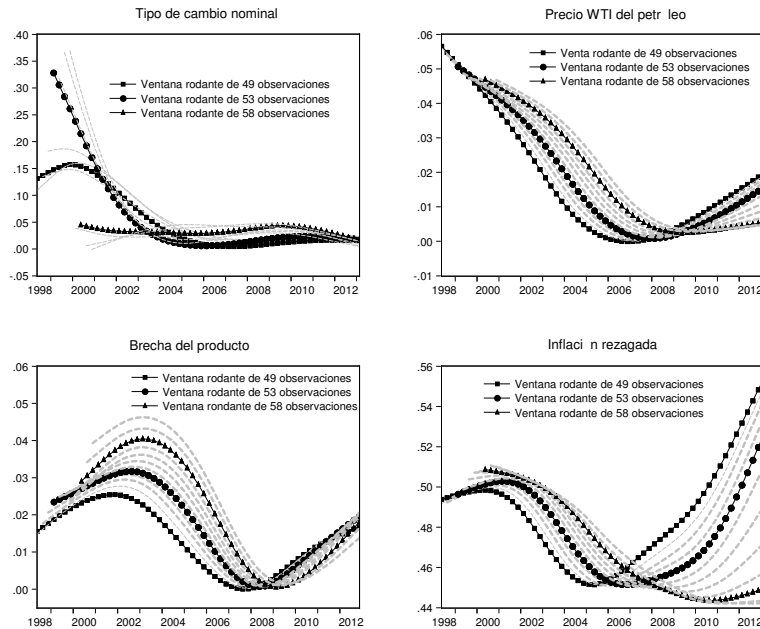
PP: Phillip-Perron (Test Raíz Unitaria)

Alternativamente, la Figura 3 presenta la tendencia (filtro de Hodrick & Prescott) de la estimación MGM de los coeficientes de regresiones recursivas en base al Modelo 1. Las estimaciones fueron obtenidas considerando múltiples ventanas móviles (49 a 60 observaciones) como una forma de evaluar la estabilidad de los parámetros. Los resultados evidencian una disminución del coeficiente de traspaso del tipo de cambio a partir del año 2000 (estimación resultante con

ventanas móviles a partir de 58 observaciones). No obstante, los mecanismos de transmisión que vinculan el precio del petróleo WTI y brecha del producto, respectivamente, con la inflación del IPC, disminuyen transitoriamente entre los años 2007 y 2008, para luego retomar una tendencia alcista. Por su parte, la evolución de la tendencia del coeficiente que mide la persistencia inflacionaria no es del todo concluyente, ya que exhibe una alta dispersión durante el período de 2008 en adelante. Cabe mencionar que, debido a los problemas causados por las heladas en el emisferio norte, el año 2008 la inflación superó el 8% anual, cifra que prácticamente duplicó el techo del rango meta de inflación definido por el Banco Central.

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, es reflejo de la alta sensibilidad de las estimaciones a la elección del tamaño de las ventanas móviles. Por lo que, como método alternativo para la estimación de coeficientes variables de la curva de Phillips híbrida Neo-keynesiana, utilizamos un modelo de factores dinámicos con errores heteroscedásticos (modelo de *estado-espacio* estimado por filtro de Kalman a través del método de optimización de máxima verosimilitud), propuesto inicialmente por Whereas Tsay (1987) y extendido por Kim & Nelson (1989).⁵

Figura 3: Estimación de coeficientes variables en el tiempo



⁵Para la estimación del modelo de *estado-espacio* se utilizó GAUSS 6.0. El programa original de Kim & Nelson (1989) fue modificado para adaptarlo a la estructura de la ecuación de curva de Phillips híbrida.

A continuación, la Tabla 3 compara los parámetros iniciales utilizados para las iteraciones del modelo de coeficientes variables con los valores finales de las series de tiempo de los coeficientes de la curva de Phillips. Como se puede notar, 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 & Nelson (1998).

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

Parámetros estimados del modelo de coeficientes variables de la Curva de Phillips híbrida Neo-Keynesiana			
	Apriori	Posteriori	Intervalo (95 % confianza)
$\ln E_t(IPC_{t+1}) - \ln IPC_t$	0.4064	0.3736*	[0.3323,0.4149]
$\ln Poil_t - \ln Poil_{t-1}$	0.0334	0.0247*	[-0.0161,0.0655]
$\ln TCN_t - \ln TCN_{t-1}$	0.1212	0.0707*	[-0.0459,0.1873]
$PIB_t - Trend_t$	0.0341	0.0182*	[-0.0260,0.0624]
$\ln IPC_{t-1} - \ln IPC_{t-2}$	0.4864	0.5354*	[0.5036,0.5672]
Parámetros	Apriori	Poateriori	Desv. Est.
σ_μ	0.5000	0.0072	0.0006
σ_{ρ_0}	0.500	0.0000	0.0120
$\sigma_{\kappa\rho_1}$	0.500	0.0084	0.0049
$\sigma_{\kappa\rho_2}$	0.0500	0.0085	0.0092
$\sigma_{\kappa\rho_3}$	0.5000	0.0000	0.0074
$\sigma_{\kappa\rho_4}$	0.5000	0.0000	0.0094
Log Likelihood	302.7345		

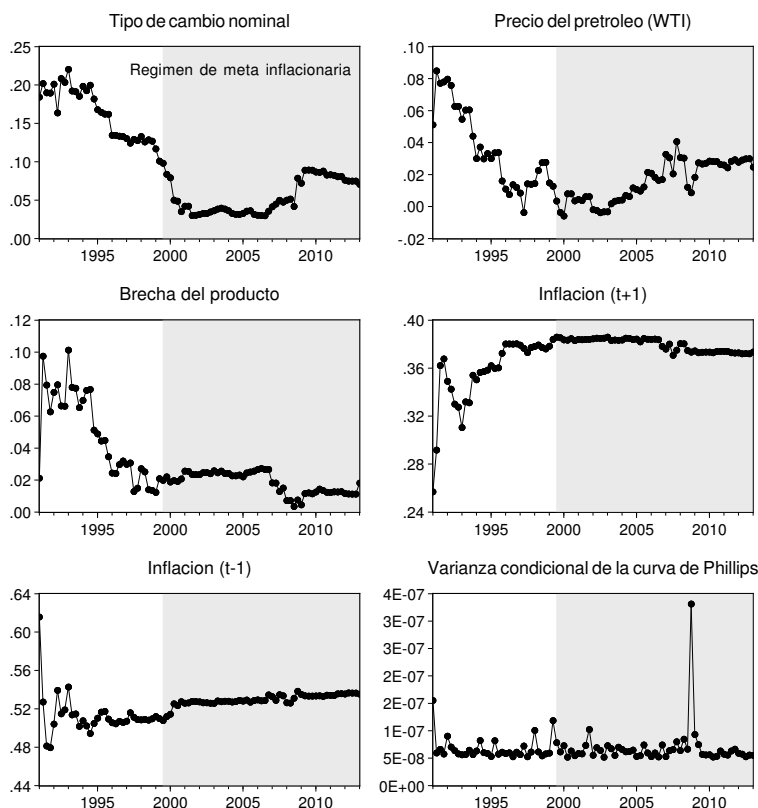
* Corresponde al último valor de la serie de tiempo de cada parámetro.

La Figura 4 expone la evolución o dinámica del coeficiente de traspaso del tipo de cambio nominal a la inflación doméstica, así como también los mecanismos de transmisión del precio internacional del petróleo (WTI) y brecha del producto, en el comportamiento de 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 anterior. En términos simples, el filtro de Kalman concibe la idea de que los agentes ajustan racionalmente sus estimaciones (o expectativas) al estilo bayesiano, condicional a la nueva información que reciben en un mundo cargado de incertidumbre. Por lo que este método nos 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 como lo haría un modelo clásico de heteroscedasticidad condicional autorregresiva (ARCH), introducido por Engle y Granger en 1987. De este modo, al estimar una curva de Phillips que permite variabilidad intertemporal de sus coeficientes de traspaso

con perturbaciones heteroscedásticas, estamos diciendo que la medida de incertidumbre de la inflación es capturada por la heterogeneidad de la dinámica de los coeficientes de traspaso. 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.

Como se puede notar en la Figura 4, el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a la inflación se reduce considerablemente durante el régimen de meta inflacionaria. Sin embargo, esto no necesariamente significa un efecto causal de dicha política monetaria en la dinámica del *pass-through* del tipo de cambio. Lo que sí es posible mencionar es que una disminución del coeficiente de traspaso del tipo de cambio permite neutralizar, en parte, los shocks externos en la dinámica de los precios domésticos. No obstante, también se puede observar un aumento de este coeficiente durante 2008 –período de alta inflación en Chile– para luego retomar su senda decreciente. Llama la atención el hecho de que tal evento (de alta inflación y mayor *pass-through* del tipo de cambio) también coincidió con un mecanismo de transmisión del precio del petróleo más intenso. Mientras que la brecha del producto redujo su efecto en el crecimiento del IPC, al mismo tiempo que se observa un aumento paulatino de la persistencia inflacionaria en Chile.

Figura 4: Estimación de coeficientes variables en el tiempo



5.2. Evidencia para Nicaragua

Esta subsección sigue un análisis similar al realizado para Chile. Así, a continuación la Tabla 4 muestra la estimación por el Método Generalizados de Momentos (MGM) de dos modelos anidados de curva de Phillips híbrida Neo-Keynesiana 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 ($\ln E_t(IPC_{t+1}) - \ln IPC_t$); la inflación observada un período atrás $\ln IPC_{t-1} - \ln IPC_{t-2}$, que recoge el grado de persistencia o inercia en la dinámica de los precios agregados de la economía; las variaciones del precio del petróleo ($\ln Poil_t - \ln Poil_{t-1}$) y tipo de cambio nominal ($\ln TCN_t - \ln TCN_{t-1}$), que en cierto grado también capturan los shocks externos en la inflación del IPC. Y, nuevamente, se incluye como variable explicativa la brecha del producto agregado de la economía ($PIB_t - Trend_t$), esto con el propósito de identificar las presiones de demanda interna en la evolución de los precios.

Como recién se adelantó, el Modelo 1 es contrastado con el Modelo 2, en donde el último intenta capturar el efecto sobre el coeficiente de traspaso del tipo de cambio nominal en la inflación de Chile producido a finales del año 2008 a raíz del Huracán Mitch, considerado uno de los ciclones tropicales más devastadores y mortales en los últimos dos siglos, con vientos de una velocidad de hasta 290 km/h⁶. Dicho efecto es representado por una variable *dummy* asociada al período del último trimestre de 2008, lapso de tiempo en donde los estragos del Huracán tomaron máxima relevancia.

En este caso, las variables utilizadas como instrumento para enfrentar el potencial problema de endogenidad 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 de Nicaragua –variable utilizada como instrumento del tipo de cambio nominal de Nicaragua–, 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). Por lo que en total se utilizaron 60 variables instrumentales. De este modo, tal como en la subsección anterior, 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:

$$E(\pi_t - \{\hat{\rho}_{0,t}\pi_{t+1|t} + \hat{\rho}_{1,t}p_{O,t} + \hat{\rho}_{2,t}\varepsilon_t + \hat{\rho}_{3,t}w_t\})z_{it} = 0 \quad (45)$$

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

Del Modelo 1 se obtiene que el coeficiente de traspaso (*pass-through*) del tipo de cambio nominal a la inflación doméstica es significativo al 1 % de significancia

⁶Inter-American Development Bank (2000). “Central America After Hurricane Mitch-Nicaragua”

y se ubica en torno a 41 %. Esto significa que, en promedio, una depreciación de 10 % trimestral en el tipo de cambio nominal (peso/dólar) –con todo lo demás constante– se refleja en un alza aproximada de 4.1 puntos porcentuales en el crecimiento del IPC. Este resultado es consistente con los hallazgos de otros autores. Por ejemplo, De Franco (2008), suponiendo expectativas con previsión perfecta, por medio de una estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), encontró un coeficiente de traspaso cercano a 43 %.

Tabla 4: Estimación GMM de la Curva de Phillips Híbrida

Variable dependiente: $\ln IPC_t - \ln IPC_{t-1}$		
Método: Método Generalizado de Momentos (MGM)		
	Modelo 1	Modelo 2
$\ln E_t(IPC_{t+1}) - \ln IPC_t$	0.0535 (0.0010) [0.0000]	0.0591 (0.0013) [0.0000]
$\ln IPC_{t-1} - \ln IPC_{t-2}$	0.4872 (0.0035) [0.0000]	0.4688 (0.0020) [0.0000]
$\ln Poil_t - \ln Poil_{t-1}$	0.0175 (0.0002) [0.0000]	0.0292 (0.0005) [0.0000]
$\ln TCN_t - \ln TCN_{t-1}$	0.4150 (0.0038) [0.0000]	0.3951 (0.0041) [0.0000]
$PIB_t - Trend_t$	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	15.9349
P-value	1.0000	1.0000
Estat. Durbin-Watson	2.4944	1.9202
Q-stat (1 rezago): χ^2	0.0038	6.3274
P-value	0.9510	0.0120
Q-stat (2 rezago): χ^2	0.0530	6.4039
P-value	0.9740	0.0410
Q-stat (3 rezago): χ^2	1.9623	9.6365
P-value	0.5800	0.0220
Test Jarque-Bera: χ^2	12.1160	4.1293
P-value	0.0023	0.1269
DFA(Resid): $ t $	-10.5975	-7.6967
P-value	0.0000	0.0000
PP(Resid): $ t $	-10.6813	-7.7043
P-value	0.0000	0.0000
Período de la estimación	1994:1 2012:4	1994:1 2012:4

Errores estándar corregidos por matriz HAC (Newew-West)

() Desviación estándar

[] p-value del estadístico t

La variable *dummy* d_{98} es igual a 1, si $t = (Q4 : 1998)$. Y toma el valor cero en otro caso.

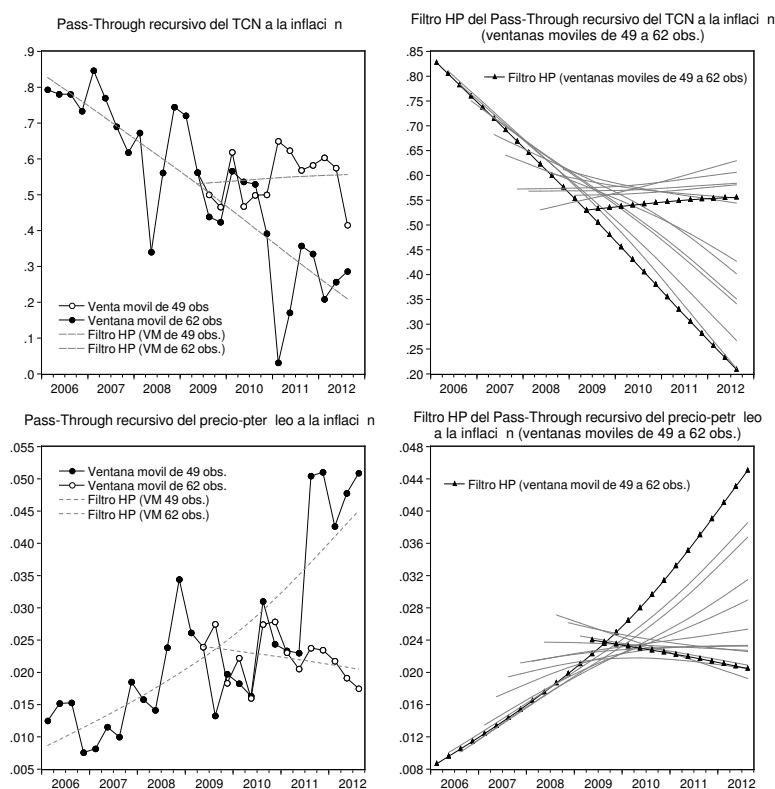
DFA: Dickey-Fuller Aumentado (Test Raíz Unitaria)

PP: Phillip-Perron (Test Raíz Unitaria)

Por otro lado, Espinoza et al (2012), tomando la muestra de ciertos países centroamericanos y ponderando por el tamaño de su economía, estimaron por

MCO que el efecto de traspaso del tipo de cambio a la inflación es cercano a 20% para el período de 2004 a 2012, lo cual es más bien consistente con las estimaciones por medio de ventanas móviles para períodos más recientes. Dicho esto, 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 de tipo de cambio nominal en el Modelo 1. Dicho 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 $t = (1998 : Q4)$ (período considerado como el más afectado por el ciclón). A partir de las estimaciones por MGM del Modelo 2, usando las mismas variables instrumentales, se obtuvo que el acaecimiento del desastre natural no solo que 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.

Figura 5: Estimación de coeficientes variables en el tiempo y Nicaragua (En niveles)



Adicionalmente, la Figura 5 presenta la tendencia (filtro de Hodrick & Prescott) de la estimación MGM de los coeficientes de regresiones recursivas en base al

Modelo 1. Las estimaciones fueron obtenidas considerando múltiples ventanas móviles (49 a 62 observaciones) como una forma de evaluar la estabilidad de los parámetros. A diferencia de los hallazgos para Chile, los resultados para Nicaragua evidencian una tendencia clara a la disminución del coeficiente de traspaso del tipo de cambio con ventanas móviles relativamente pequeñas (por ejemplo, la de 49 observaciones), lo cual es consistente con, las antes mencionadas, evidencias obtenidas por Espinoza et al (2012). Sin embargo, la tendencia claramente cambia al aumentar el tamaño de dichas ventanas, pasando a tener una tendencia ligeramente al alza. Por otro lado, para el precio del petróleo se observó un comportamiento en una dirección inambiguamente contraria al anterior; existe una tendencia al alza del coeficiente de traspaso del precio del petróleo a la inflación con ventanas móviles relativamente pequeñas, pero este se torna a la baja cuando las ventanas móviles aumentan el tamaño de sus observaciones.

Una vez más, tal como fue evidente para el caso de Chile, la alta dispersión observada en la dinámica de los coeficientes de interés, es reflejo de la alta sensibilidad de las estimaciones a la elección del tamaño de las ventanas móviles. Por lo que, como método alternativo para la estimación de coeficientes variables de la curva de Phillips híbrida Neo-keynesiana, como parte de la siguiente fase de esta investigación se plantea el mismo modelo de la subsección anterior de factores dinámicos con errores heteroscedásticos (modelo de *estado-espacio* estimado por filtro de Kalman a través del método de optimización de máxima verosimilitud).

Así, la Tabla 5 compara los parámetros iniciales utilizados para las iteraciones del modelo de coeficientes variables con los valores finales de las series 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 del Modelo 1 para Nicaragua. 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, como en el modelo para Chile, se asumió un proceso ruido blanco para los coeficientes de la ecuación de medida, en línea con el modelo original de Kim & Nelson (1998).

Tabla 5: Estimación de la Curva de Phillips Híbrida con coeficientes variables

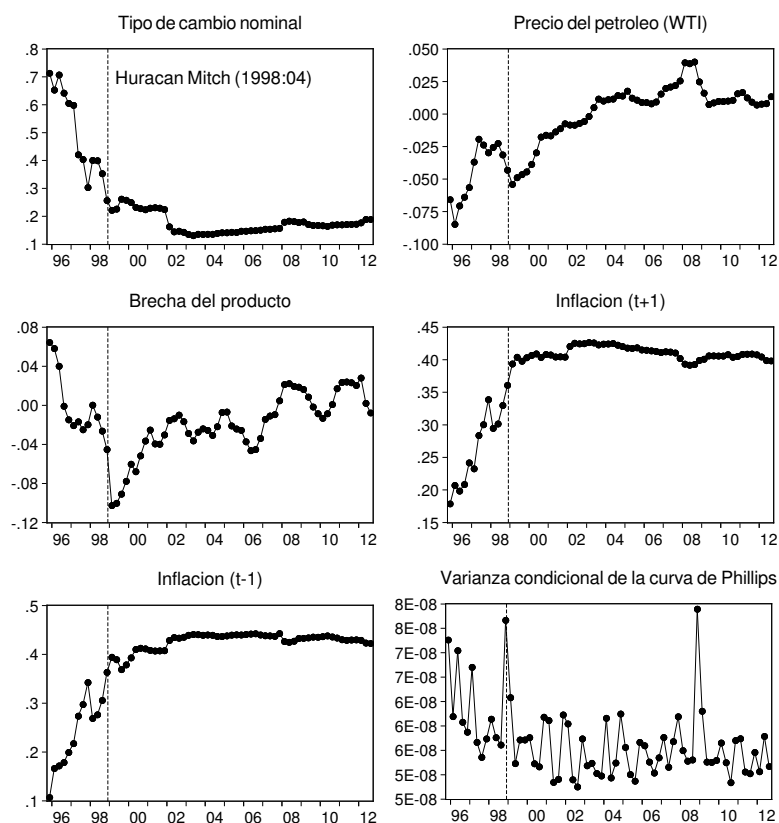
	A priori	Posteriori	Intervalo (95 % confianza)
$\ln E_t(IPC_{t+1}) - \ln IPC_t$	0.4064	0.3983*	[0.2759, 0.5206]
$\ln Poil_t - \ln Poil_{t-1}$	0.0334	0.0134*	[-0.0418, 0.0686]
$\ln TCN_t - \ln TCN_{t-1}$	0.1212	0.1888*	[-0.1014, 0.4789]
$PIB_t - Trend_t$	0.0341	-0.0077	[-0.0711, 0.0557]
$\ln IPC_{t-1} - \ln IPC_{t-2}$	0.4864	0.4224*	[0.2636, 0.5812]
Parámetro	A priori	Posteriori	Desv. Est.
σ_μ	0.5000	6.87E-03	0.0004
σ_{ρ_0}	0.5000	6.61E-10	0.0076
$\sigma_{\kappa\rho_1}$	0.5000	3.77E-03	0.0021
$\sigma_{\kappa\rho_2}$	0.5000	-1.24E-08	0.0141
$\sigma_{\kappa\rho_3}$	0.5000	9.30E-03	0.0050
$\sigma_{\kappa\rho_4}$	0.5000	1.11E-08	0.0082
Log Likelihood	733.1058		

*Corresponde al último valor estimado de la serie de tiempo de cada parámetro.

Finalmente, la Figura 6 expone la evolución de los coeficientes de traspaso del tipo de cambio nominal a la inflación doméstica y los mecanismos de transmisión de las variables precio internacional del petróleo (WTI), brecha del producto y la formación de expectativas de inflación y la persistencia inflacionaria, respectivamente, en la dinámica de los precios nicaragüenses. 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.

Es posible observar, en primer lugar, cómo el coeficiente de traspaso del tipo de cambio nominal viene de niveles muy altos (cerca de 0.7) para permanecer relativamente estable cerca de 0.2 (0.1888 para el último período). Una estabilidad similar es observada para los coeficientes de la persistencia y expectativas inflacionarias. En cuanto a la brecha del producto, no pasa desapercibido el *pick* observado a finales del 2008, en donde se observan coeficientes negativos. Esto es principalmente atribuible, como se ha venido mencionando, al fuerte impacto negativo que tuvo el Huracán Mitch en el sector agrícola del país centroamericano, generando escasez de la oferta agropecuaria e impulsando los precios al alza. Así, una brecha negativa se combinó con un coeficiente en sus más bajos niveles para entregar un efecto a la subida de los precios.

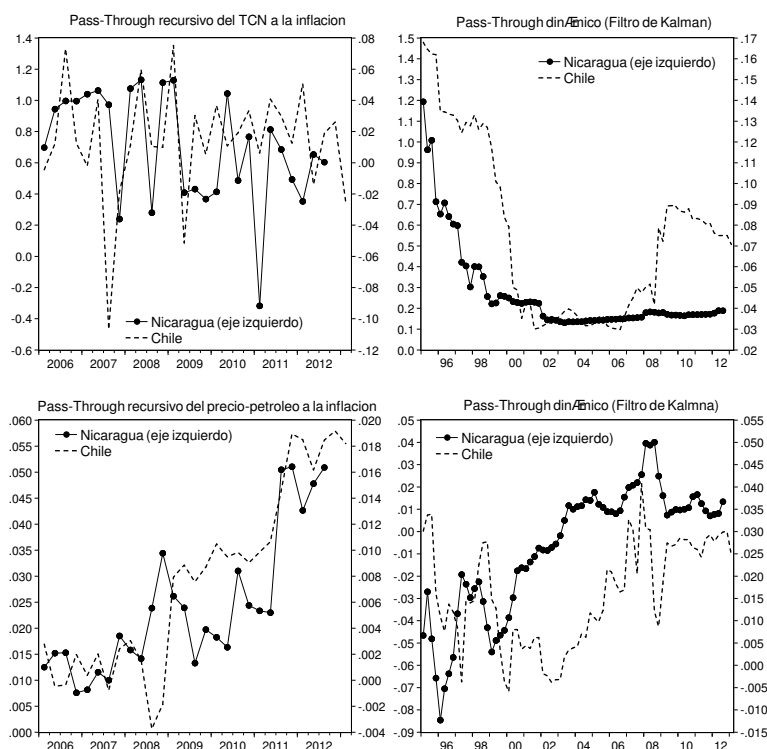
Figura 6: Estimación de coeficientes variables en el tiempo para Nicaragua (En niveles)



5.3. Análisis comparativo del *pass-through* de Chile y Nicaragua

Al comparar el coeficiente de traspaso dinámico (del Filtro de Kalman) del tipo de cambio nominal a la inflación en ambos países (gráfico de la esquina superior derecha de la Figura 7), es posible apreciar 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, este saltó a niveles mayores a partir del 2006. Además, hasta antes del 2000, los coeficientes de traspaso de los dos países en cuestión presentaban tendencias pronunciadas a la baja. En cuanto al *pass-through* recursivo (mostrado en el primer gráfico de la Figura 7), en ambos países se ha mantenido (en el período en consideración: 2006-2012) oscilante en una banda de 0.2 a 1.2 para Nicaragua y de 0.00 a 0.06 para Chile, a excepción de algunos puntos atípicos en la muestra.

Figura 7: Estimación de coeficientes variables en el tiempo para Chile vs Nicaragua (En niveles)



Por otra parte, al observar los gráficos subsiguientes en la misma figura 7, se puede notar que la tendencia que ha seguido el *pass-through* recursivo del precio del petróleo a la inflación (en ambos países) ha sido al alza (con saltos considerables en el 2008, período recordado por los exorbitantes incrementos en el precio del crudo). Con respecto al coeficiente de traspaso dinámico (Filtro de Kalman) sobre las mismas variables, se aprecia que el patrón de su tendencia para el período comprendido desde el 2000 al 2008 fue al alza (tanto para Nicaragua como para Chile), pasando luego a estabilizarse en los últimos 4 años entre 0.01 y 0.02 para el primero y entre 0.03 y 0.04 para el segundo.

5.4. Posibles determinantes del *pass-through* del tipo de cambio nominal a la inflación de Chile y Nicaragua

En base a los trabajos de García y Restrepo (2001) y Miller (2003), consideramos como potenciales determinantes del *pass-through* de 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. Y solo estarán dispuestos a modificarlos cuando

el beneficio de hacerlo supere los costos. En este sentido, esperamos que una alta volatilidad vislumbre una disminución del *pass-through*.

Por su parte, la construcción de la variable de incertidumbre inflacionaria varía según el país de origen. En el caso de Chile –que tiene régimen meta inflacionaria– tomamos el valor absoluto de la inflación respecto del objetivo de crecimiento del IPC. De este modo, esperamos 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 continuas o persistentes alzas del tipo de cambio nominal, que amenaza con alzas significativas en las planillas de costos de las empresas, éstas –que determinan sus precios de manera forwardlooking– ex ante pueden modificar significativamente sus precios al alza⁷. De este modo, el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a la inflación sería mayor. Para el caso de Nicaragua –que no cuenta con una meta inflacionaria como ancla nominal–, la incertidumbre inflacionaria fue medida como la desviación estándar móvil de tres meses del crecimiento del IPC del país.

A continuación la Tabla 6 muestra las medidas de correlación simple entre el *pass-through* dinámico de Chile y Nicaragua –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 resultaron significativas.

Tabla 6: Correlación del *pass-through* y sus potenciales determinantes

	Coef. TCN Nicaragua	Coef. TCN Chile
Volatilidad del TCN	0.0109 (0.9280)	-0.4455 (0.0000)
Volatilidad de la Inflación	0.3119 (0.0081)	0.1843 (0.0839)

Muestra (ajustada): 1991Q1 2013Q1 (Ch.) y 1995Q1 2012Q3 (Nic.)
() p-value

Cabe señalar que la medida de correlación entre dos variables no es sinónimo de causalidad. Por ejemplo, la correlación de 0.18 entre el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a la inflación de Chile y la volatilidad de la inflación (incertidumbre inflacionaria, en el caso de Chile) es indicativa de que el signo con que se relacionan ambas variables es positivo, aunque significativo sólo al 10 % de significancia, según el p-value asociado (0.0839). Este resultado carece de validez estadística al momento de establecer relaciones causales entre el *pass-through* y la incertidumbre inflacionaria. Para ello, recurrimos al test de causalidad de Granger, el cual a partir de estimaciones de un modelo de Vectores Autorregresivo irrestricto (VAR) contrasta la hipótesis nula de ausencia de causalidad. Tomando un tamaño de rezagos igual a 5 (basado en el criterio de Hannan-Quin) 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 %.

⁷Taylor (2000)

Tabla 7: Test de causalidad a la Granger

Hipótesis Nula:	Obs	Estadíst. F
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)
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)

Lags: 5
() p-value

6. Conclusiones

Con base a los hallazgos más importantes de este trabajo se puede decir que:

- Para el caso de Chile, se encontró que el coeficiente de traspaso del tipo de cambio a la inflación se reduce considerablemente durante el régimen de meta inflacionaria. Sin embargo, esto no necesariamente significa un efecto causal de dicha política monetaria en la dinámica del *pass-through* del tipo de cambio. No obstante, también se observa un aumento de este coeficiente durante 2008 –período de alta inflación en Chile– para luego retomar su senda decreciente. Llama la atención el hecho de que tal evento (de alta inflación y mayor *pass-through* del tipo de cambio) también coincidió con un mecanismo de transmisión más intenso del precio del petróleo. Mientras que la brecha del producto redujo su efecto en el crecimiento del IPC, al mismo tiempo que se observa un aumento paulatino de la persistencia inflacionaria en Chile.
- Para el caso de Nicaragua, el coeficiente de traspaso (*pass-through*) del tipo de cambio nominal a la inflación doméstica es significativo (1% de significancia), con un nivel consistente con los hallazgos de la literatura, por ejemplo, De Franco (2008), quien realizó una estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), encontró un coeficiente de traspaso cercano a 43% (cercano al 41% encontrado en este trabajo). Además, cabe decir, que este coeficiente se vio afectado a la baja por el desastre natural ocasionado por el Huracán Mitch (impacto que se estimó por medio de una variable *dummy*), evento que además intensificó el coeficiente de traspaso de los precios futuros a los actuales en más de medio punto porcentual.
- Para ambos países, la existencia de coeficientes variables con errores heteroscedásticos de la curva de Phillips, es indicativo de 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 trasmisión de los determinantes de la inflación.

- Por último, se encontró, para ambos países, 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

- [1] Bejarano, Jesús (2005), “Estimación estructural y análisis de la curva de Phillips neokeynesiana para Colombia”, *Revista ESPE*, 48:64-117 (2005, junio).
- [2] De Franco, Mario (2008), “Inflación, salarios y ciclo económico en Nicaragua”, *Serie de estudios especiales*, No 4. (2008, julio).
- [3] Estrella, César & Valle, Angelica (2001), “Una evaluación de los modelos de pronósticos de la inflación utilizados en el Banco Central del Ecuador”, *Notas Técnicas la Dirección de Investigaciones Económicas*, No 63 (2001, mayo).
- [4] Gali, Jordi & Gertler, Mark (1999), “Inflation dynamics: A structural econometric analysis”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, 2:195-222 (1999, octubre).
- [5] Medina, Juan & Soto, Claudio (2005), “Oil shocks and monetary policy in an estimated DSGE model for a small open economy”, *Working papers Banco Central de Chile*, (2005, diciembre).
- [6] Trabandt, Mathias (2003), “Sticky Information vs. Sticky Prices : A Horse Race in a DSGE Framework”, *SFB 373 Discussion Papers*, Humboldt University of Berlin, Interdisciplinary Research Project 373 (2003, octubre).
- [7] Kim, Chang-Jin & Nelson, Charles R. (1999), “State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications”, *MIT Press Books*, The MIT Press, edition 1, volume 1, number 0262112388, November.
- [8] Phillips, A. W. (1958), “The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957”, *Economica* 25 (100): 283-299.
- [9] Bera, Anil K & Lee, Sangkyu (1993), “Information Matrix Test, Parameter Heterogeneity and ARCH: A Synthesis,” *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, vol. 60(1), pages 229-40, January.
- [10] Engle, Robert F & Granger, Clive W J, (1987), “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, *Econometric Society*, vol. 55(2), pages 251-76, March.

- [11] García, Carlos José & Restrepo, Jorge Enrique (2003), “Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through in Chile”, Money Affairs, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, vol. 0(1), pages 69-88, January-J.
- [12] Miller, S. (2003), “Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995-2002”. Documento de trabajo, Banco Central de Reserva del Perú.
- [13] Calvo, Guillermo A. (1983). “Staggered prices in a utility-maximizing framework”, Journal of Monetary Economics, Elsevier, vol. 12(3), pages 383-398, September.
- [14] Yun, Tack (1996), “Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles”, Journal of Monetary Economics, Elsevier, vol. 37(2-3), pages 345-370, April.
- [15] King, Robert G. & Wolman, Alexander L. (1996), “Inflation targeting in a St. Louis model of the 21st century”, Review, Federal Reserve Bank of St. Louis, issue May, pages 83-107.
- [16] Erceg, Christopher J.; Henderson, Dale W. & Levin, Andrew T. (1999), “Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts”, International Finance Discussion Papers 640, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- [17] Pincheira, Pablo & Rubio, Hernán (2010), “The Low Predictive Power of Simple Phillips Curves in Chile: A Real-Time Evaluation”, Working Papers Central Bank of Chile 559, Central Bank of Chile.
- [18] Idrovo Aguirre, Byron & Tejada, Mauricio (2010), “Modelos de predicción para la inflación de Chile”, MPRA Paper 31586, University Library of Munich, Germany, revised 26 Mar 2010.
- [19] Gali, Jordi & Monacelli, Tommaso (2002), “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy”, NBER Working Papers 8905, National Bureau of Economic Research, Inc.
- [20] Canzoneri, Matthew. Cumby, Robert & Diba, Behzad, “The Interaction Between Monetary and Fiscal Policy”. In Benjamin M. Friedman, and Michael Woodford, editors: Handbook of Monetary Economics, Vol. 3B, The Netherlands: North-Holland, 2011, pp. 935-999.