

DOCUMENTOS DE TRABAJO

ISSN 2409-1863
DT 048-Julio 2014
Banco Central de Nicaragua

Factores Macroeconómicos que afectan el Traspaso Cambiario a Precios

Juan Carlos Treminio



Banco Central de Nicaragua
Emitiendo confianza y estabilidad



Banco Central de Nicaragua

Factores Macroeconómicos que afectan el Traspaso Cambiario a Precios

DT 048-Julio 2014

Juan Carlos Treminio

La serie de documentos de trabajo es una publicación del Banco Central de Nicaragua que divulga los trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución o encargados por ella a terceros. El objetivo de la serie es aportar a la discusión de temas de interés económico y de promover el intercambio de ideas. El contenido de los documentos de trabajo es de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es) y no reflejan necesariamente la opinión del Banco Central de Nicaragua. Los documentos pueden obtenerse en versión PDF en la dirección <http://www.bcn.gob.ni/>

Factores Macroeconómicos que afectan el Traspaso Cambiario a Precios

Juan C. Treminio.
Banco Central de Nicaragua.

Julio 2014

Resumen

El coeficiente de traspaso a precios es una variable clave en la economía nicaragüense. Por un lado permite que la devaluación cambiaria ancle las expectativas de inflación de los agentes económicos disminuyendo la incertidumbre en las decisiones de consumo e inversión de éstos. Por otra parte, determina el impacto de la devaluación cambiaria sobre la actividad económica a través del canal de la depreciación real. Este coeficiente, como se argumenta en este trabajo, depende del estado de la economía: nivel inicial de la inflación, desalineamientos del tipo de cambio real, apertura comercial y actividad económica. La discusión es ilustrada con evidencia reciente.

Palabras claves: Traspaso Cambiario, Inflación.

Código JEL: E31, E58.

1 Introducción

La tasa de devaluación del tipo de cambio nominal (TCN) es una de las variables macroeconómicas más relevantes en el país. Desde el año 1993 se ha aplicado un régimen cambiario de minidevaluaciones diarias que ha anclado las expectativas de inflación de los agentes económicos, ha permitido corregir los desalineamientos en el Tipo de Cambio Real y ha disminuido el impacto de los déficits fiscales (Reyes, 1999, pp. 4).

El anclaje de las expectativas de inflación se ha dado en base a un alto traspaso de la devaluación nominal a inflación. Desde la implementación del régimen de minidevaluaciones la inflación en el país ha mostrado una tendencia decreciente, constituyéndose el ritmo de devaluación nominal en prácticamente en un piso para la inflación doméstica a la cual es necesario sumarle la inflación importada (Clevy, 2011). El alto grado de traspaso de la devaluación es reflejo de la alta indexación de precios mediante el cual los agentes económicos buscan protegerse de la devaluación de la moneda doméstica (Conrado y Rojas, 2003, pp. 7).

A pesar del alto impacto de la devaluación cambiaria en la formación de precios, existe sospecha en ciertos episodios de incompletitud en el traspaso. Durante los años en que se han observado disminuciones en la actividad económica, como en los años 2001 y 2009, la devaluación cambiaria no ha constituido un piso para la inflación anual, siendo el aumento de precios al consumidor en esos años de 4.66 % (devaluación acumulada de 5.94 % del tipo de cambio de venta) y de 0.94 % (devaluación acumulada de 4.51 % en el mismo tipo de

cambio). Por otra parte se observa que en las proximidades de los años mencionados el Tipo de Cambio Real¹ presentó sobrevaloraciones persistentes con respecto a su tendencia de largo plazo²: 1.24 % promedio con un máximo de 2.30 % entre Febrero del año 2000 y Junio del año 2002 y, 3.11 % promedio con un máximo de 5.46 % entre Mayo del 2008 y Agosto del 2009.

El traspaso cambiario también aparenta estar correlacionado con la apertura al comercio exterior del país. En momentos en que aumenta el volumen del comercio internacional del país (medido como la suma deflactada por el IMAE³ del valor en dólares de las exportaciones e importaciones de mercancías) se observa que la devaluación de la moneda está correlacionada con una mayor inflación. Esto puede darse debido a que la mayor cantidad de insumos y productos finales importados (que se venden en dólares en el mercado internacional) presionaría los costos de las firmas domésticas las que terminarían traspasando este costo a precios de los productos o bienes finales que se comercializan internamente.

Dado lo anterior y la importancia de la devaluación del TCN en la formación de expectativas de inflación, es necesario conocer cuáles son los factores que significativamente determinan la magnitud del traspaso cambiario. Si existen variables macroeconómicas que afec-

¹Multilateral. Construido en base a los IPC de los principales socios comerciales del país: EE.UU, México, Resto de Centroamérica incluyendo Panamá, República Dominicana, Canadá, Zona Euro y Japón.

²La tendencia fue medida a través del filtro de Hodrick y Prescott. En esta definición del Tipo de Cambio Real ubicaciones por encima de su tendencia implican subvaloraciones mientras que ubicaciones por debajo de la misma implican sobrevaloraciones.

³Índice Mensual de Actividad Económica. Esta variable se utiliza como una proxy del PIB para medir la participación del comercio internacional en la economía.

tan el traspaso y no se toman en consideración a la hora de proyectar la inflación se podría incurrir en el riesgo de sesgarla al alza o a la baja. Asimismo se podría llegar a creer de que existe una disminución del poder como ancla nominal del TCN, cuando en realidad puede deberse a cambios temporales en los fundamentos económicos que la influncian.

El objetivo del presente documento es determinar las variables macroeconómicas que afectan al coeficiente de traspaso cambiario a inflación, así como su magnitud y dirección. Por último se pretende testear la presencia de no linealidades en el impacto de dichas variables.

Este trabajo se organiza como sigue. Primero, se revizarán los principales elementos de la relación entre los factores macroeconómicos y la incompletitud en el traspaso cambiario. A continuación se describirá suscintamente la relación entre la inflación y el traspaso cambiario en Nicaragua. En tercer lugar se comentará y aportará evidencia econométrica de la dependencia del coeficiente de traspaso del estado de la economía. Para terminar, se presentarán las conclusiones y las implicancias de política económica.

2 Factores Macroeconómicos y Traspaso Cambiario Incompleto

Existe evidencia mostrando una reducción del coeficiente de traspaso cambiario a Precios a nivel global. En la década de los 90s las variaciones del TCN han tenido sorprendentemente poco impac-

to sobre los precios al consumidor aún en economías pequeñas y abiertas donde los productos importados representan una parte importante del consumo final y de los insumos para la producción. Por ejemplo, Cunningham y Haldane (2000) estudiando las depreciaciones y apreciaciones del Reino Unido en 1992 y 1996, así como las depreciaciones de 1992 y 1996 de Suecia y Brasil respectivamente, encuentran un pequeño traspaso del tipo de cambio a precios minoristas en estos países. En el caso de Brasil se observó que el traspaso fue menor que en períodos donde hubo mayor inflación ante devaluaciones cambiarias equivalentes. De forma similar, McCarthy (2007) estima que el traspaso disminuyó en un 50 % o más en los EE.UU, el Reino Unido, Francia y Japón entre los años 1976 a 1998 fenómeno que coincidió con la disminución de la inflación en dichos países.

Taylor (2000) argumenta que la baja inflación ha llevado a un menor traspaso cambiario a través de una menor persistencia de cambios en costos y precios de las firmas. Si los precios son fijados muchos períodos por delante, la menor persistencia de la inflación resultará en una menor sincronización entre aumentos de precios y costos. El mismo autor afirma que por esta razón países con una alta inflación tienden a tener un mayor coeficiente de traspaso, mientras que aquellos que cuentan con una inflación estable tenderán a tener un coeficiente de traspaso más bajo aún ante una alta depreciación cambiaria. Choudhri y Hakura (2006) usando un panel de países apoyan esta hipótesis al encontrar una fuerte evidencia de la asociación positiva entre el traspaso cambiario y la inflación promedio entre países y períodos.

Por su parte Gagnon e Ihrig (2004) encuentran que el traspaso cam-

biario declinó en casi todos los países industriales⁴ durante los 90s debido en forma significativa a la disminución de la variabilidad de la inflación. Al mismo tiempo, los autores trataron de encontrar una relación significativa entre el traspaso cambiario y la política monetaria en dichos países pero no pudieron encontrar una que fuera sistemática.

Siguiendo el canal de costos de las firmas Smets y Wouters (2002), así como Wei y Parsley (1995), demuestran que la mayor volatilidad cambiaria hace a las empresas más adversas a cambiar sus precios y más dispuestas a ajustar temporalmente sus márgenes, reduciendo el coeficiente de traspaso. Los autores afirman que una depreciación cambiaria pronunciada generará incentivos para que las firmas eleven sus precios, mientras que con una reducida es más probable que decidan no hacerlo debido a la presencia de costos de menú.

No obstante una alta cantidad de evidencia empírica apunta a una asociación positiva del traspaso cambiario con una alta inflación así como con una alta variabilidad del TCN. Campa y Goldberg (2005) afirman que en algunos casos podría haber un comportamiento atípico debido a que en economías con una alta cantidad de productos importados, la fijación de precios podría reflejar el comportamiento de las firmas extranjeras y éste no necesariamente tiene que estar fuertemente correlacionado con la inflación interna.

Goldfajn y Werlang (2000) encuentran que además del nivel inicial de inflación, la sobrevaloración del Tipo de Cambio Real es un determinante robusto del traspaso cambiario a precios. Los auto-

⁴Los países incluidos en la muestra son Australia, Canadá, Suecia, Nueva Zelanda, Reino Unido, Alemania, Grecia, Japón, Noruega, Suiza y Estados Unidos.

res estiman que la influencia de una sobrevaloración del Tipo de Cambio Real es muy persistente en el tiempo mientras que la influencia de la inflación inicial es limitada a un horizonte de 6 meses. Al mismo tiempo muestran que la brecha de producto y la apertura al comercio exterior son otros factores significativos al explicar el traspaso pero más sensibles al horizonte y muestra escogida. Un ciclo económico positivo podría generar un incremento de las ventas, situación en que las firmas estarían más dispuestas a traspasar a precios los incrementos en costos debido a una depreciación cambiaria. Al contrario los autores afirman que altas depreciaciones cambiarias algunas veces no implican incrementos importantes en precios a causa de que la economía se encuentra en recesión y las firmas no ajustan sus precios proporcionalmente al incremento en costos.

Goldfajn y Valdés (1999) consideran que una depreciación del TCN no necesariamente genera una inflación más alta si simplemente restaura el Tipo de Cambio Real a su equilibrio. En este caso, la sobrevaloración estaría siendo corregida por la devaluación facilitando el ajuste en los precios relativos de los bienes transables y no transables, y por ende la depreciación no generaría un aumento de precios. Por otro lado, largas depreciaciones cambiarias que no estén justificadas por ajustes de precios relativos podrían inducir a alzas de precios o revertirse a apreciaciones cambiarias futuras en caso de regímenes cambiarios controlados y flexibles respectivamente.

Al igual que los autores anteriores, Borensztein y De Gregorio (1999) analizando una muestra de 41 episodios de crisis cambiarias encuentran que las depreciaciones cambiarias ocurridas sin aparentes desequilibrios en el Tipo de Cambio Real generan presiones inflaciona-

rias o una apreciación nominal futura como mecanismo de corrección, no obstante ninguno de estos factores se observa de existir una sobrevaloración real. Asimismo los autores exponen que los principales determinantes del traspaso cambiario a precios son la brecha del producto potencial, la sobrevaloración del Tipo de Cambio Real, y la tasa de inflación.

Dornbusch (1987) afirma que existe otra vía además de la existencia de una sobrevaloración real así como una baja inflación para generar un menor traspaso a precios. Bajo el supuesto de que el ingreso es constante, cuando los precios de los bienes importados aumentan, el ingreso real de los consumidores baja. Si la demanda de esos bienes importados es inelástica, la compra de otros bienes y servicios deberá disminuir y, consecuentemente, también los precios de estos últimos, bajo el supuesto de que los precios internos son completamente flexibles. No obstante, con rigideces de precios internos asociados a imperfecciones de mercado, una devaluación de la moneda generará un aumento de la inflación. Ante esto muchos análisis de la elasticidad del tipo de cambio a precios se basan en aspectos relacionados con la organización de los mercados como el grado de penetración de las importaciones, la estructura del mercado en términos de mayor o menor concentración, y el grado de sustitución entre productos nacionales e importados.

Una mayor concentración en un sector productivo aumenta el control que una firma tiene sobre el precio del bien que produce y por tanto sobre su margen de ganancias. Lo mismo ocurre si el grado de sustitución entre el producto doméstico y el importado es menor. Este grado de control sobre el precio podría variar durante el

ciclo económico, tal como lo enfatiza Small (1997). Dependiendo si el ciclo es positivo o negativo, los productores evalúan los costos de modificar sus precios y cuando éstos son más altos que las ganancias aceptan fluctuaciones transitorias de sus márgenes, por lo que los precios reaccionan menos ante una depreciación cambiaria.

En presencia de competencia imperfecta los movimientos de la demanda agregada, junto con la devaluación cambiaria, afectan los márgenes de ganancia de los importadores. Una difícil previsión del movimiento de la demanda agregada estaría asociada a un menor traspaso de una depreciación nominal del tipo de cambio sobre los precios finales debido a que las firmas importadoras estarían menos dispuestas a cambiar precios para no perder participación de mercado suponiendo ninguna diferenciación de productos.

Un factor que no tiene un efecto determinado sobre el coeficiente de traspaso es la apertura comercial. La literatura se ha concentrado en el efecto directo de ésta sobre la inflación, mostrando como la apertura impone una restricción al señoreaje en un modelo tipo Barro-Gordon (Romer, 1993), lo cual implicaría una correlación negativa entre inflación y apertura. Sin embargo, podría existir una correlación positiva a través del impacto de la depreciación cambiaria dado que en una economía abierta con una alta presencia de productos importados y exportados, una depreciación elevaría los precios de estos productos. Al mismo tiempo el aumento de la competencia tanto a nivel de firmas importadoras como minoristas podría ocasionar que dichas firmas estuvieran dispuestas a disminuir sus márgenes de ganancias evitando traspasar inmediatamente la depreciación cambiaria sobre los precios al consumidor (Albuquerque

y Portugal, 2005).

3 El Traspaso Cambiario y la Inflación en Nicaragua

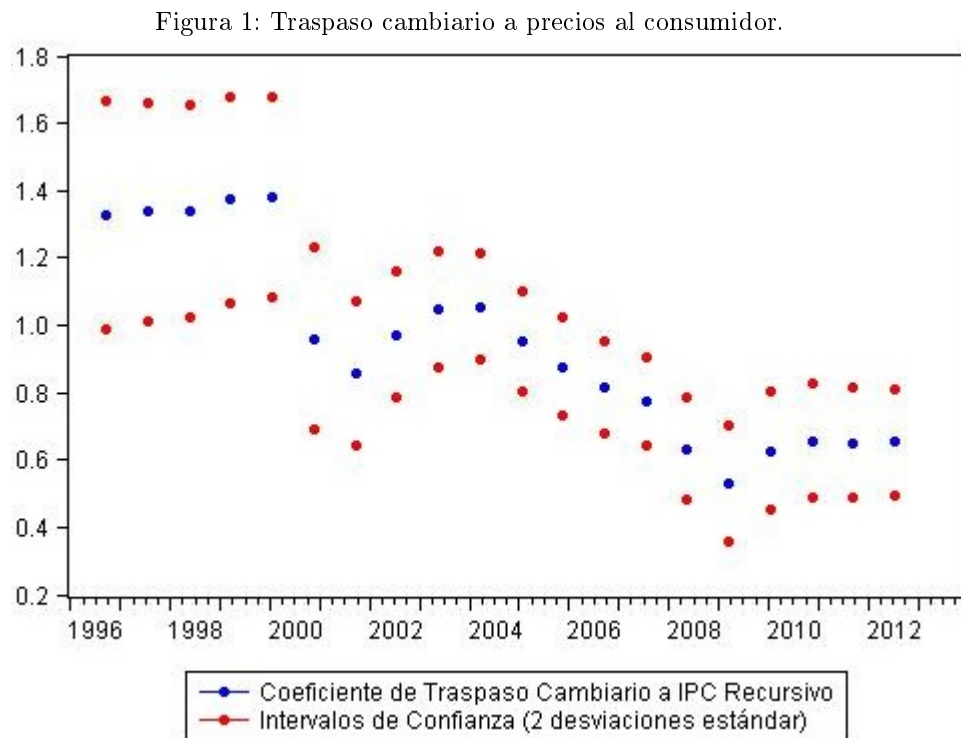
La inflación nacional representa la variación del índice de precios al consumidor (IPC) el cual agrupa a 298 productos⁵. Dentro de éstos la participación de los artículos denominados transables representa cerca del 53 por ciento, es de esperarse que estos artículos se encuentren más fuertemente influenciados por la devaluación cambiaria, por tanto una primera aproximación del coeficiente de traspaso sería de 53 por ciento.

No obstante, en episodios de variación en la tasa de devaluación el traspaso a precios ha sido bastante fuerte. De Noviembre de 1993 a Marzo de 1994 la tasa de devaluación del TCN de venta se redujo en 7.93 por ciento mientras que la inflación anual se redujo en 16.04 por ciento. Al mismo tiempo en el período entre Noviembre de 1998 y Noviembre de 2001 el TCN de venta disminuyó su tasa de deslizamiento en 7.70 por ciento mientras que la inflación se reducía en 11.91 por ciento en el mismo período.

Al realizar una estimación recursiva del coeficiente de traspaso a precios con ventanas móviles de 30 meses, usando la tasa de devaluación y la inflación anual, se encuentra que el traspaso fue efectivamente alto en estos períodos. La estimación recursiva, realizada por Mínimos Cuadrados Ordinarios, nos revela que en el período 1996 – 1999

⁵Seleccionados de acuerdo a la importancia en el consumo de la población.

el coeficiente de traspaso no fue diferente de 1, mientras que en el período 2000 – 2002 no sería estadísticamente diferente de esa cifra aunque con una tendencia decreciente, la cual se hace más evidente a partir del año 2004.



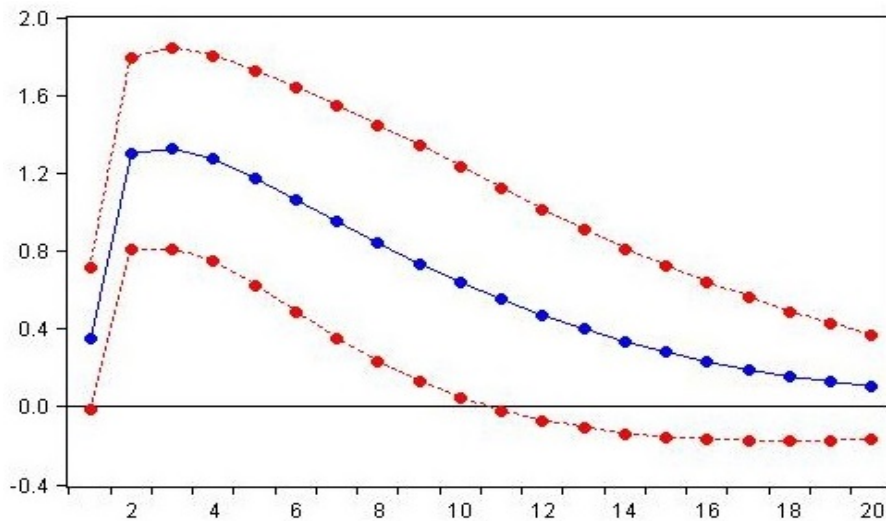
Fuente: Cálculos propios.

Una explicación a este fenómeno radicaría en la variabilidad de la inflación y del tipo de cambio en ese período. La variabilidad de la inflación a inicios de los 90's era bastante alta logrando reducirse de forma significativa a mediados de la década con un ligero aumento en el final de la misma y a inicios de la siguiente, momento que coincide con las disminuciones en la tasa de deslizamiento cambiario. Desde ese momento, el cual parte con el establecimiento de una tasa de

deslizamiento oficial del 5 por ciento, la variabilidad de la inflación ha estado más sincronizada con la variabilidad del precio de las materias primas internacionales⁶.

Un resultado similar es obtenido al momento de obtener los impulsos respuestas de un VAR⁷ con dos rezagos en el que solo se incluyen la inflación anual y la tasa de devaluación en el mismo período. Cuando se evalúa el impacto por muestras del mismo tamaño se encuentra que para el primer período (1992:3-2002:6) el traspaso es de 1.32 en un trimestre dejando de ser significativo el choque en el mes 10. Por otra parte cuando se estima el traspaso para la segunda muestra (2002:7-2013:7) se encuentra que el coeficiente disminuye a 0.42 en un trimestre y deja de ser significativo en el mes 4.

Figura 2: Impulso respuesta en meses 1992 - 2002.

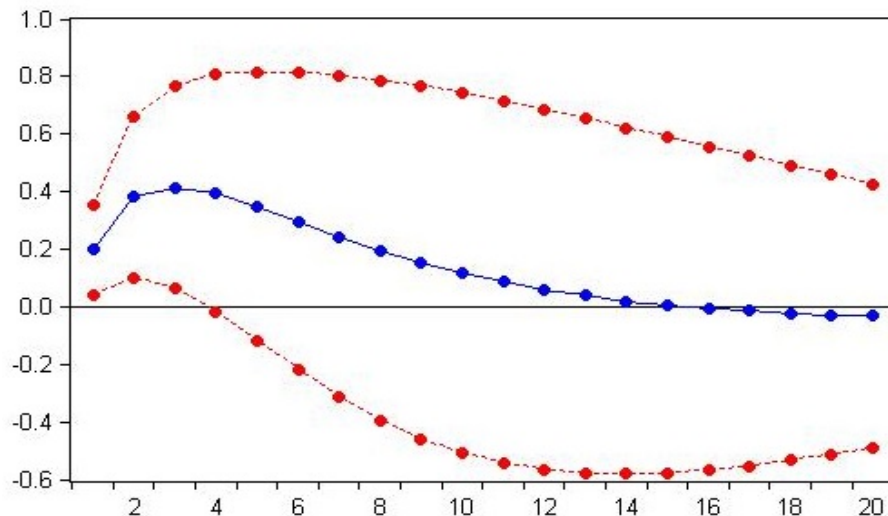


Fuente: Cálculos propios.

⁶Se usó para este análisis el Índice de Precio de Materias Primas del FMI.

⁷Los datos utilizados en la estimaciones del documento son mensuales a menos que se indique lo contrario.

Figura 3: Impulso respuesta en meses 2002 - 2013.

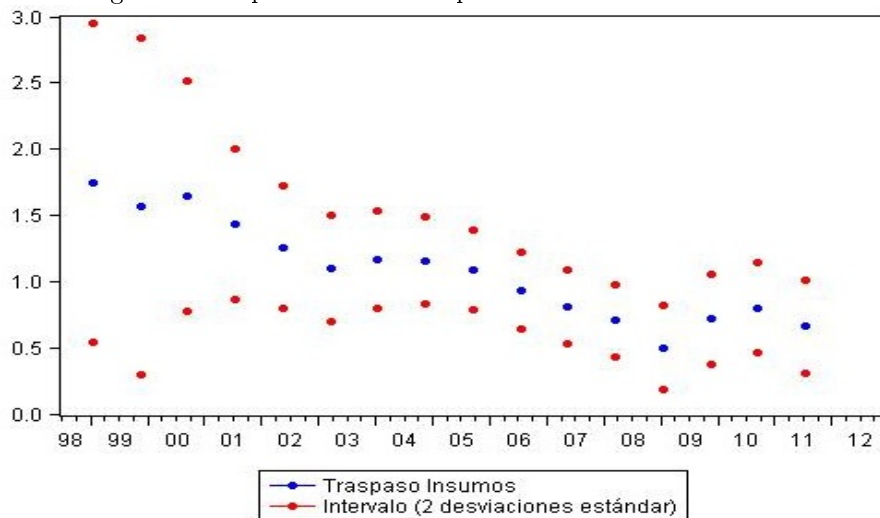


Fuente: Cálculos propios.

Al realizar una descomposición de la varianza del impacto de los vectores por muestra se encuentran diferencias significativas. En el caso de la primera muestra se encuentra que el 30.99 por ciento de la varianza de la inflación anual está explicada por la devaluación cambiaria. Por otro lado en la segunda muestra se encuentra que el deslizamiento cambiario solo explicaría el 7.17 por ciento de la varianza de la inflación. Estos números señalan que el traspaso cambiario a precios podría haber disminuido con el tiempo.

La evidencia también apunta en la misma dirección a nivel de cadena de precios. La estimación recursiva que se presenta a continuación apunta a que el traspaso también se ha reducido a nivel de insumos industriales. Asimismo la estimación a nivel de precios industriales mayoristas indica una reducción sustancial del coeficiente de traspaso inclusive mayor que a nivel de insumos.

Figura 4: Traspaso cambiario a precios de insumos industriales.



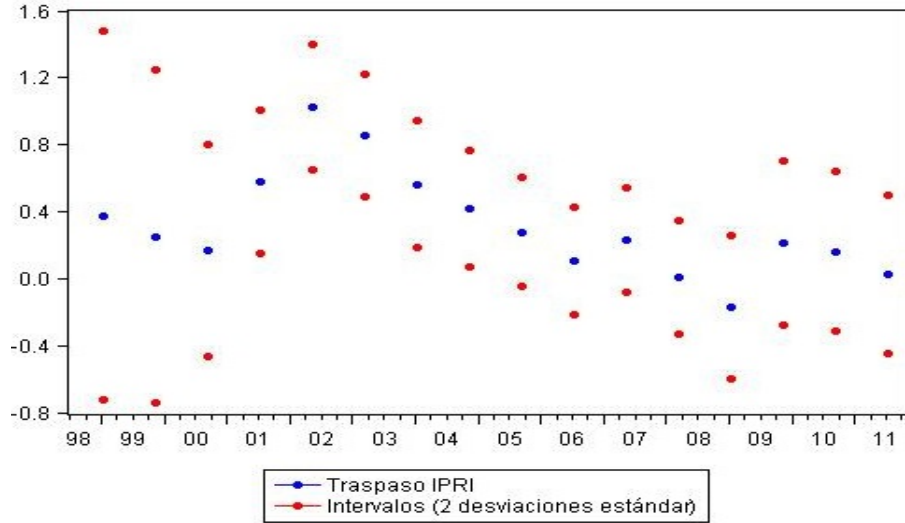
Fuente: Cálculos propios.

La observación de que el traspaso cambiario a precios haya disminuido en el país puede llegar hasta ser contraversial. El país como una economía pequeña y abierta así como una altamente dolarizada⁸ debería ver sus precios ampliamente afectados por la devaluación cambiaria. Sin embargo, el comportamiento de las variables anteriormente mencionadas podrían afectar su trayectoria y ocasionar una reducción del traspaso con las condiciones que actualmente imperan en la economía.

En la siguiente sección se mostrará evidencia empírica para el caso de Nicaragua acerca de las variables macroeconómicas que la literatura ha identificado como determinantes del traspaso cambiario.

⁸Según cifras del Banco Central de Nicaragua cerca del 90 del crédito y un poco más del 80 por ciento de los depósitos se encuentran denominados en dólares.

Figura 5: Traspaso cambiario a precios industriales mayoristas..



Fuente: Cálculos propios.

4 Evidencia Empírica

4.1 Modelos Lineales

Este tipo de modelos apuntan a capturar el efecto interacción entre la tasa de devaluación y los factores macroeconómicos mencionados por la literatura que generan una incompletitud del traspaso cambiario a precios.

Las ecuaciones a estimar tendrán la siguiente forma:

$$y_t = c + \beta x_t + \gamma x_t z_t + u_t \quad (1)$$

donde x_t representa la tasa de devaluación cambiaria y z_t representa sus determinantes.

De esta manera y cumpliendo con los supuestos del modelo clásico se puede encontrar el impacto marginal de la variable z_t sobre el coeficiente de traspaso β :

$$\frac{\partial y_t}{\partial x_t} = \beta + \gamma z_t \quad (2)$$

Los factores que más se mencionan como determinantes del traspaso son la inflación, los desalineamientos del Tipo de Cambio Real, el Ciclo Económico y el grado de Apertura Comercial. La inflación es medida como el primer rezago de la misma para evitar problemas de colinealidad, los desalineamientos del Tipo de Cambio Real y el Ciclo Económico son medidos como los desvíos de las series del Tipo de Cambio Real y del IMAE con respecto a sus tendencias de largo plazo, las cuáles son aproximadas a través del Filtro de Hodrick y Prescott. Por su parte el grado de Apertura Comercial es estimado como el ratio el ratio entre la suma de las exportaciones e importaciones de mercancías y el IMAE⁹.

Las ecuaciones de la inflación mensual se estimaron siguiendo el modelo de Fenstra y Kendal (1997), en este modelo se ocupan como determinantes de la inflación además del TCN y el Ciclo Económico, el grado de Apertura Comercial. La estimación de la ecuación base indica un impacto significativo al 1 por ciento de la inercia inflacionaria (lo cual podría considerarse como una proxy de las expectativas adaptativas de inflación), de la inflación externa y del ciclo económico. Por su parte la devaluación cambiaria es significativa al 5 por ciento con un rezago de 6 meses con un impacto de 0.15 por ciento en el corto plazo. Al mismo tiempo la Apertura Comer-

⁹El IMAE se usa como una proxy de la variable de escala PIB.

cial tiene el mismo nivel de significancia con un coeficiente negativo pero pequeño.

Luego de realizar esto se procedió a estimar los efectos interacción por separado de cada una de las variables explicativas del traspaso cambiario. Los resultados fueron los esperados siendo todos los efectos interacción significativos al 10 por ciento. Al estimar todos los efectos en una misma ecuación se encuentra el mismo resultado, aunque debido a la colinealidad entre las series se encuentra que la tasa de devaluación cambia de signo, el efecto más significativo en esta estimación resultó ser la del ciclo del IMAE. Los resultados encontrados nos dicen que un aumento de 1 por ciento de la inflación del mes anterior aumenta el coeficiente de traspaso en 0.15 por ciento, que por cada 1 por ciento de subvaloración del Tipo de Cambio Real el aumento es de 0.09 por ciento y que por la misma cuantía de incremento del IMAE por encima de su tendencia de largo plazo el aumento es de 0.06 por ciento. Por su parte la apertura comercial disminuiría el coeficiente de traspaso en 0.02% para la misma variación.

Tabla 1: Estimaciones Interacción Lineales

Var. Dep.	Ec. 1	Ec. 2	Ec. 3	Ec. 4	Ec. 5	Ec. 6
C	0.491979	0.472184	0.480903	0.451820	0.472832	0.446008
	[8.1849]**	[7.7649]**	[7.8701]**	[7.5699]**	[7.8746]**	[7.5487]**
inf(-1)	0.285884	0.304535	0.292076	0.340650	0.324177	0.355261
	[5.3341]**	[5.5698]**	[5.3320]**	[6.3514]**	[5.9491]**	[6.6146]**
dev(-6)	0.154087	0.070704	0.092978	-0.006770	0.112005	-0.003190
	[2.1958]*	[0.8572]	[1.0990]	[-0.0780]	[1.4051]	[-0.0370]
brecha(-1)	0.043981	0.046090	0.046775	0.053629	0.046636	0.055748
	[3.0263]**	[3.1500]**	[3.1800]**	[3.7661]**	[3.2149]**	[3.9602]**
infex	0.034408	0.036061	0.034462	0.035294	0.033606	0.035846
	[3.4465]**	[3.6082]**	[3.4450]**	[3.6876]**	[3.3992]**	[3.7833]**
ap(-1)	-0.008122	-0.007029	-0.007201	-0.009244	-0.008851	-0.009609
	[-1.8834]	[-1.5775]	[-1.5903]	[-2.0645]*	[-2.0640]*	[-2.1720]*
inter_inf(-1)		0.146944				0.112001
		[1.9159]				[1.5049]
inter_itcer(-3)			0.092661			0.075477
			[1.9222]			[1.6350]
inter_imae(-9)				0.054825		0.052565
				[2.2044]*		[2.1144]*
inter_ap(-6)					-0.018368	-0.012731
					[-2.7558]**	[-1.5713]
98M11	4.725492	4.734069	4.686786	4.400770	4.746606	4.469572
	[6.8450]**	[6.9022]**	[6.8085]**	[6.6038]**	[6.9678]**	[6.7860]**
07M11	2.882972	2.856270	2.914388	2.853034	2.881429	2.855485
	[4.1760]**	[4.1649]**	[4.2342]**	[4.3355]**	[4.2326]**	[4.3945]**
99M3	-2.693262	-2.628916	-2.639173	-2.476684	-2.495402	-2.395191
	[-3.8915]**	[-3.8188]**	[-3.8183]**	[-3.7429]**	[-3.6402]**	[-3.6519]**
Obs	227	216	214	208	222	208
R2	0.4086	0.4271	0.4282	0.4688	0.4313	0.4905
Estad. F.	18.8296	17.0640	16.9763	19.4195	17.8627	15.6447

4.2 Filtro de Kalman

Otra forma de estimar los impactos de las variables ya mencionadas sobre el coeficiente de traspaso es a través del Filtro de Kalman con coeficientes cambiantes.

El filtro de Kalman puede ser estimado a través de una representación estado espacio de la dinámica de un vector $n \times 1$ denominado y_t , el cual está dado por el siguiente sistema de ecuaciones:

$$y_t = c_t + Z_t \alpha_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\alpha_{t+1} = d_t + T_t \alpha_t + v_t \quad (4)$$

donde α_t es un vector $m \times 1$ de posibles estados no observados, al mismo tiempo c_t , Z_t , d_t y T_t son vectores y matrices conformables, y ε_t y v_t son perturbaciones de tipo Gaussiano de media 0. Por su parte, el vector de variables no observables se asume que se mueve en el tiempo como un vector autorregresivo de primer orden.

La primera ecuación se le conoce como “señal” y la segunda como ecuación de “estado” o “transición”. Las perturbaciones ε_t y v_t se asumen que son serialmente independientes con una estructura de la varianza de la siguiente forma:

$$\Omega_t = \text{var} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} H_t & G_t \\ G_t & Q_t \end{bmatrix} \quad (5)$$

donde H_t y Q_t son matrices de varianzas de dimensiones $n \times n$ y $m \times m$ respectivamente. Por su parte G_t es una matriz de covarianzas $n \times m$.

Considerando la distribución condicional del vector de estado α_t dada la información disponible en el tiempo s , se puede definir la media y la varianza de la distribución condicional como:

$$\alpha_{t|s} \equiv E_s(\alpha_t) \quad (6)$$

$$P_{t|s} \equiv E_s[(\alpha_t - \alpha_{t|s})(\alpha_t - \alpha_{t|s})'] \quad (7)$$

Una importante distribución condicional se obtiene al hacer $s = t - 1$, de esta manera se puede definir la media y la varianza un período adelante de los vectores $\alpha_{t|t-1}$ y $P_{t|t-1}$ respectivamente. Bajo el supuesto de error Gaussiano $\alpha_{t|t-1}$ es también el estimador de error cuadrático medio mínimo de α_t , y $P_{t|t-1}$ es el error cuadrático medio de $\alpha_{t|t-1}$. Si se relaja el supuesto de normalidad $\alpha_{t|t-1}$ es todavía el estimador lineal de error cuadrático medio mínimo de α_t .

Dada la media condicional un período hacia adelante, se puede definir el estimador lineal de y_t de menor error cuadrático medio mínimo como:

$$\tilde{y}_t = y_{t|t-1} \equiv E_{t-1}(y_t) = E(y_t|\alpha_{t|t-1}) = c_t + Z_t\alpha_{t|t-1} \quad (8)$$

Por su parte el error de predicción un período adelante está dado por,

$$\tilde{\varepsilon}_t = \varepsilon_{t|t-1} \equiv y_t - y_{t|t-1} \quad (9)$$

y la varianza del error de predicción está dada por:

$$F_t = F_{t|t-1} \equiv var(\varepsilon_{t|t-1}) = Z_t P_{t|t-1} Z_t + H_t \quad (10)$$

El filtro de Kalman es un algoritmo recursivo para secuencialmente actualizar el estimador un período delante de la media y la varianza del estado dada nueva información. Dados valores iniciales de la media y la varianza del estado, para los vectores c_t , Z_t , d_t , T_t , H_t , Q_t , G_t y las observaciones de y_t , el filtro de Kalman puede ser usado para calcular los estimadores un período delante de la variable de estado y la matriz de error cuadrático medio ($\alpha_{t|t-1}, P_{t|t-1}$), la media y la varianza contemporánea del estado (α_t, P_t), y la predicción un período delante, el error de predicción, y la varianza del error de predicción ($y_{t|t-1}, \varepsilon_{t|t-1}, F_{t|t-1}$).

En este caso que se quiere realizar la estimación del traspaso cambiario, la ecuación “señal” es la inflación anual, mientras la ecuación “transición” es la que determina la senda de movimiento del coeficiente de traspaso.

Las estimaciones realizadas fueron de tres tipos: primero se llevó a

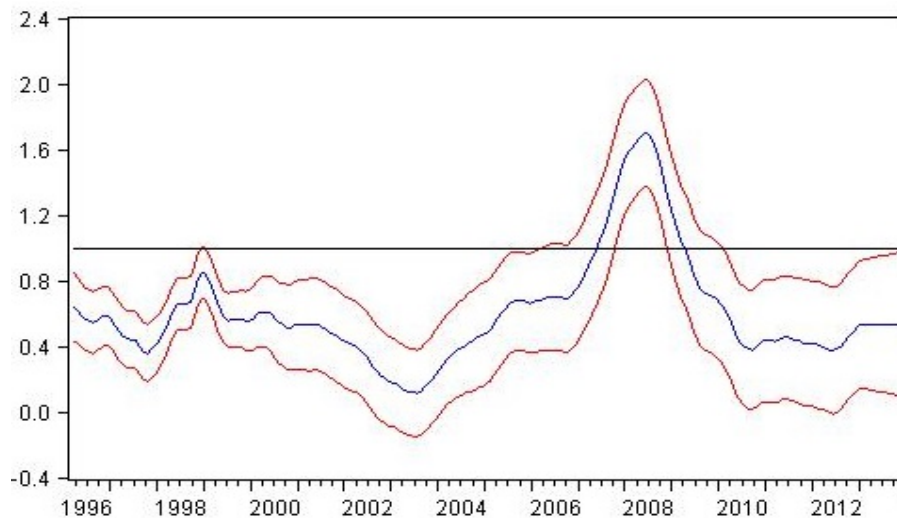
cabo una estimación usando solamente la devaluación anual como determinante de la senda de ajuste de la inflación, mientras que la senda del coeficiente de traspaso se definía por un componente autorregresivo de orden 1. En segundo lugar, se realizó la estimación con la senda de la inflación siendo explicada por los factores del modelo base, estos son la inflación externa, la devaluación cambiaria, la brecha del IMAE, los desalineamientos del Tipo de Cambio Real y la Apertura Comercial, al mismo tiempo que el coeficiente de traspaso seguía siendo definido por el componente autorregresivo. Finalmente, en tercer lugar se estimó la inflación mediante una especificación a la Paridad del Poder de Compra, mientras el coeficiente de traspaso se estimó con los factores del modelo base enunciado.

La primera estimación arroja un coeficiente de traspaso de 0.85 con desviaciones significativas en los períodos de alta inflación. Una tendencia hacia una disminución del coeficiente de traspaso se observa en el período 1999 - 2004, mientras que el alza más significativa ocurre a partir de la crisis financiera internacional para luego presentar un comportamiento más estable. La segunda estimación arroja un coeficiente de traspaso de 0.53, esto significa que el poder explicativo de la devaluación disminuye a medida que se incorporen otras variables determinantes de la inflación en la ecuación señal, sin embargo el movimiento de este coeficiente es prácticamente el mismo que en la primera estimación. La última ecuación estimada a través del filtro de Kalman entrega un coeficiente de traspaso de 0.56 mientras

que los coeficientes de las variables que la teoría indica como determinantes del traspaso cambiario son significativos al 1 por ciento y con el signo que la literatura propone.

Tabla 2: Regresiones Filtro de Kalman			
Inflación	I	II	III
C	0.3677**	3.5672***	4.2382***
	[2.6098]	[3.6526]	[4.4980]
Dev	0.8488**	0.5343**	0.5553***
	[4.4210]	[2.3972]	[2.8232]
Infex		0.0536***	0.0574***
		[30.4306]	[18.7035]
Ciclo		0.0848***	
		[6.8481]	
Des. TCR		0.8136***	
		[26.0109]	
Apertura		0.0216***	
		[8.5108]	
Traspaso Cambiario			
Ciclo			0.0056***
			[6.2501]
Des. TCR			0.0367***
			[28.2279]
Apertura			(0.0005)***
			[-3.9715]

Figura 6: Evolución del Traspaso Cambiario.

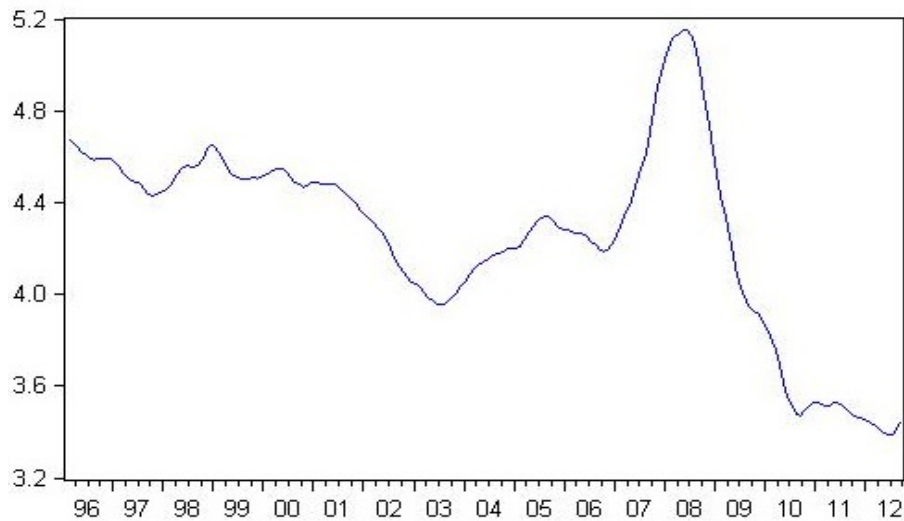


Fuente: Cálculos propios.

De acuerdo a los resultados un aumento de 1 por ciento de la brecha del IMAE con respecto a su tendencia de largo plazo lleva a un incremento de 0.06 por ciento del coeficiente de traspaso con dos meses de rezago, al mismo tiempo una subvaloración de 1 por ciento del TCR lleva a un aumento de 0.04 por ciento con cuatro meses de rezago, mientras un aumento de la apertura comercial del mismo nivel lleva a una disminución de 0.001 por ciento en un solo período.

En la estimación del filtro de Kalman no es posible introducir en la ecuación de transición la variable dependiente de la ecuación de señal, por lo tanto no es posible verificar de manera directa el impacto de la inflación inicial sobre el coeficiente de traspaso. No obstante, el movimiento del coeficiente intercepto estimado en las tres ecua-

Figura 7: Inercia Inflacionaria.



Fuente: Cálculos propios.

ciones, el cual es muy parecido, puede considerarse como la inercia inflacionaria con lo cual se puede hacer una relación entre nivel de la inflación y el traspaso cambiario. Observando los gráficos se puede observar que durante la caída de la inercia inflacionaria entre los años 1998 y 2003 también se puede observar una disminución del coeficiente de traspaso. Similar resultado, aunque en la dirección inversa, se observa en el período 2007-2009 cuando la inflación aumentó debido a choques de precios externos.

4.3 Modelos no lineales

Es posible que el traspaso cambiario presente cambios importantes debido al comportamiento de otras variables macroeconómicas. Por

ejemplo, se podría argumentar que el traspaso cambia dependiendo si la economía se encuentra en un período de auge o de recesión y que en ambos casos el impacto de la devaluación sea diferente. Al mismo tiempo podría considerarse que subvaloraciones y sobrevaloraciones del Tipo de Cambio Real tendrían un efecto asimétrico sobre la transmisión a precios vía devaluación. Exactamente lo mismo podría suceder con otras variables claves como la inflación inicial, la apertura comercial e inclusive el grado de dolarización.

Para estimar estos efectos se sigue la metodología de Hansen (2000) con la cual es posible diferenciar el comportamiento de una variable dependiente en función de los umbrales de sus variables explicativas. De esta manera una ecuación a estimar se puede escribir de la siguiente manera dependiendo del comportamiento de la variable umbral (q):

$$y_t = \theta_1 x_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

si $q_t \leq \gamma$. Por otro lado si $q_t > \gamma$ la senda de la ecuación a estimar puede ser escrita como:

$$y_t = \theta_2 x_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

La variable umbral puede ser una variable explicativa y es necesario que tenga una distribución continua. Por su parte la variable ε_t

representa el residuo obtenido de la estimación de las ecuaciones.

Las dos ecuaciones anteriores pueden ser escritas como una sola. Primero se define la variable indicativa $d_t(\gamma) = [q_t \leq \gamma]$ donde [*] es una función indicadora. Luego con la siguiente función $x_t(\gamma) = x_t d_t(\gamma)$ puede escribirse la función de la senda de la variable de interés como:

$$y_t = \theta' x_t + \delta_t x_t(\gamma) + \varepsilon_t \quad (13)$$

Esta expresión permite que todos los coeficientes de la regresión cambien entre los regímenes. No obstante, se puede configurar para el caso donde solo un subconjunto de ellos y el caso donde solo algunas de las variables explicativas pueden entrar en otros régimes.

Si se definen las matrices $n \times 1$ de la variable dependiente y de los residuos como Y y e , así como las matrices $n \times m$ de las variables explicativas como X y X_γ se puede reescribir la ecuación a estimar como:

$$Y = X\theta + X_\gamma \delta_n + e \quad (14)$$

Los parámetros a calcular, θ , δ_t y γ , pueden ser obtenidos de la minimización de los errores cuadráticos totales, los cuáles se expresan de la siguiente forma:

$$S_n(\theta, \delta, \gamma) = (Y - X\theta - X_\gamma\delta)'(Y - X\theta - X_\gamma\delta) \quad (15)$$

Para esta minimización se asume que γ está restringido en un conjunto $[\gamma_*, \gamma^*]$. En esta estimación cuando los errores se encuentran distribuidos por una Normal de media 0 y varianza σ^2 los parámetros obtenidos son los de Máxima Verosimilitud.

Para obtener los efectos no asimétricos se empleó una modelación a la Paridad del Poder de Compra. Una vez estimada la ecuación de interés se procedió a testear la existencia de linealidad en el impacto de las variables a usarse como umbral. Si el efecto del umbral es lineal se encontraría evidencia de que variaciones al alza o a la baja de ésta tienen el mismo impacto, aunque no el mismo signo sobre el traspaso cambiario a precios al consumidor.

Los resultados de las pruebas indican que no se puede rechazar la hipótesis de no linealidad para los desalineamientos del Tipo de Cambio Real, aunque no se puede decir lo mismo para el caso del Ciclo Económico y la Apertura Comercial. Los resultados obtenidos apuntan en la misma dirección que los obtenidos en el modelaje lineal excepto en el caso de la Apertura Comercial, en éste se encuentra un impacto positivo y significativo sobre el traspaso cambiario.

Tabla 3: Método no lineal simple Hansen (2000)				
Variable	Umbral	Parámetros		Linealidad
TCR	0.66	Debajo	0.07	Se rechaza
		Encima	0.90	
Ciclo	0.19	Debajo	0.73	No se rechaza
		Encima	0.91	
Apertura	0.67	Debajo	0.48	No se rechaza
		Encima	0.99	

El umbral obtenido para los desalineamientos del Tipo de Cambio Real es consistente con lo obtenido en trabajos anteriores. Las presiones de traspaso a precios al consumidor se incrementan a medida que el Tipo de Cambio Real se encuentra subvalorado mientras que disminuyen notablemente cuando se encuentra sobrevalorado facilitando el retorno al Tipo de Cambio Real de equilibrio.

En el caso del Ciclo Económico y la Apertura Comercial se encuentra que choques positivos sobre éstos generan un aumento del traspaso. El impacto sería simétrico para choques negativos debido a que no se rechaza la hipótesis nula de linealidad. De esta manera se brinda mayor robustez al resultado del ciclo, no así en el caso de la Apertura Comercial.

Otro modelo que se usó para testear la robustez de la estimación no lineal anterior es la de un Vector Autorregresivo (VAR) con umbral. La estimación de éste es básicamente de la misma forma excepto

que en este modelo se puede obtener el impacto dinámico de la devaluación sobre precios al consumidor. El VAR que se usó para estimar es uno con dos variables y dos rezagos de acuerdo al criterio de Schwarz. Las variables incluidas son la inflación anual y la tasa anual de devaluación del córdoba.

Tabla 4: VAR Bivariado con umbral.					
Variable	Umbral	Impacto Inicial		Hipótesis de Linealidad	Valor p
TCR	-0.42	Debajo	0.01	No se rechaza	0.10
		Encima	0.42		
Ciclo	-2.31	Debajo	0.18	Se rechaza	0.00
		Encima	0.27		
Apertura	19.5	Debajo	0.13	Se rechaza	0.00
		Encima	0.34		
Inflación	8.71	Debajo	0.17	Se rechaza	0.00
		Encima	0.41		

large Los umbrales obtenidos en el modelo VAR difieren del modelo anterior en magnitud y linealidad pero no en sentido. Las pruebas de linealidad llevan a su rechazo para el impacto del ciclo económico, la apertura comercial y la inflación anual, mientras que para el caso de los desalineamientos del Tipo de Cambio Real no se puede rechazar.

El efecto inicial¹⁰ más fuerte sobre el coeficiente de traspaso cambiario estaría dado por desalineamientos del Tipo de Cambio Real,

¹⁰Medido como el impacto con un mes de rezago de la devaluación.

la inflación inicial y la apertura comercial. El ciclo económico tiene un impacto menor aunque sigue siendo significativo (0.27 por ciento por encima y 0.18 por debajo del umbral).

5 Conclusiones

El traspaso cambiario es un coeficiente que depende del estado de la economía. Los principales determinantes que se han encontrado tanto en literatura anterior como en la evidencia empírica mostrada en este documento son el Ciclo Económico, el nivel inicial de la Inflación, los desalineamientos del Tipo de Cambio Real y la Apertura Comercial.

Los cambios estructurales en la economía nicaragüense a partir de los años 90s pueden haber ocasionado la disminución del coeficiente de traspaso. La estabilización de la inflación, la disminución de los desalineamientos del Tipo de Cambio Real y las menores restricciones al comercio exterior son factores claves que han tenido importantes cambios durante los años los cuáles podrían afectar la fijación de precios en los canales de importación, mayorista y minorista. Esto es respaldado por evidencia empírica a nivel global.

El anclaje de las expectativas de inflación ha logrado reducir el traspaso. La existencia de una devaluación persistente no es requisito para que el traspaso sea completo, sino que depende de la previ-

sibilidad que tienen los agentes económicos con respecto a la tasa de deslizamiento. Una vez establecido y mantenido una tasa de deslizamiento constante los agentes tienen más margen de maniobra para traspasar el tipo de cambio dependiendo de las condiciones del mercado.

Una política de reducción del deslizamiento cambiario debe tomar en consideración los factores mencionados para que pueda ser implementada. Según los resultados encontrados en este documento una política de este tipo sería más exitosa al haber mayores presiones inflacionarias. Al mismo tiempo una reducción del deslizamiento en medio de una subvaluación del córdoba sería más exitosa en generar menores presiones inflacionarias vía Tipo de Cambio Nominal que aquella que la reduzca en medio de una sobrevaloración. Al mismo tiempo una reducción del deslizamiento sería efectiva en reducir los precios domésticos si la economía se encuentra en un ciclo expansivo.

6 Bibliografía

Dornbusch, R. (1987). Exchange rates and prices.

Romer, D. (1993). Openness and inflation: theory and evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(4), 869-903.

Wei, S. J., Parsley, D. C. (1995). Purchasing power disparity during the floating rate period: exchange rate volatility, trade barriers and other culprits (No. w5032). National Bureau of Economic Research.

Small, I. (1997). The cyclicalities of mark-ups and profit margins: Some evidence for manufacturing and services. Bank of England.

Reyes, O., et al (1999). Reducción del deslizamiento cambiario: Una propuesta para disminuir la inflación. *Boletín Económico*. Vol. I, No. 2. Banco Central de Nicaragua.

Goldfajn, I., Valdés, R. O. (1999). The aftermath of appreciations. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 229-262.

Borensztein, E., De Gregorio, J. (1999). Devaluation and inflation after currency crises. International Monetary Fund.

Cunningham, A., Haldane, A. (2000). The monetary transmission mechanism in the United Kingdom: pass-through and policy rules. Central Bank of Chile.

Hansen (2000). Threshold Estimation.

Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, 44(7), 1389-1408.

Goldfajn, I., da Costa Werlang, S. R. (2000). The pass-through from depreciation to inflation: a panel study. Pontificia Universidade Católica de Rio de Janeiro, Departamento de Economía.

Smets, F., Wouters, R. (2002). Openness, imperfect exchange rate pass-through and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 49(5), 947-981.

Conrado, N y Rojas, J (2003). Propuesta de reducción de la tasa de deslizamiento a 5 por ciento anual. Documento de Trabajo. Banco Central de Nicaragua.

Gagnon, J. E., Ihrig, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance and Economics*, 9(4), 315-338.

Campa, J. M., Goldberg, L. S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices. *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679-690.

Albuquerque, C. R., Portugal, M. S. (2005). Pass-through from exchange rate to prices in Brazil: an analysis using time-varying parameters for the 1980-2002 period. *Revista de economía*, 12(1), 17-74.

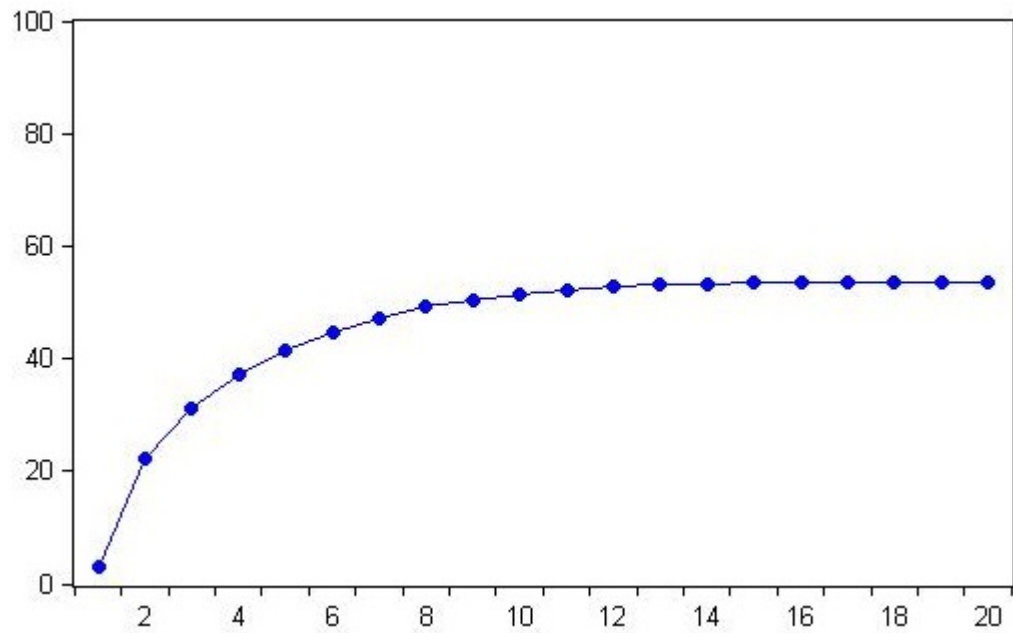
Choudhri, E. U., Hakura, D. S. (2006). Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter?. *Journal of International Money and Finance*, 25(4), 614-639.

McCarthy, J. (2007). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. *Eastern Economic Journal*, 511-537.

Clevy, J. (2011). Operatoria de política monetaria y regulación macroprudencial. *Boletín CEMLA*. Volumen LVII, número 3, pp. 117-125.

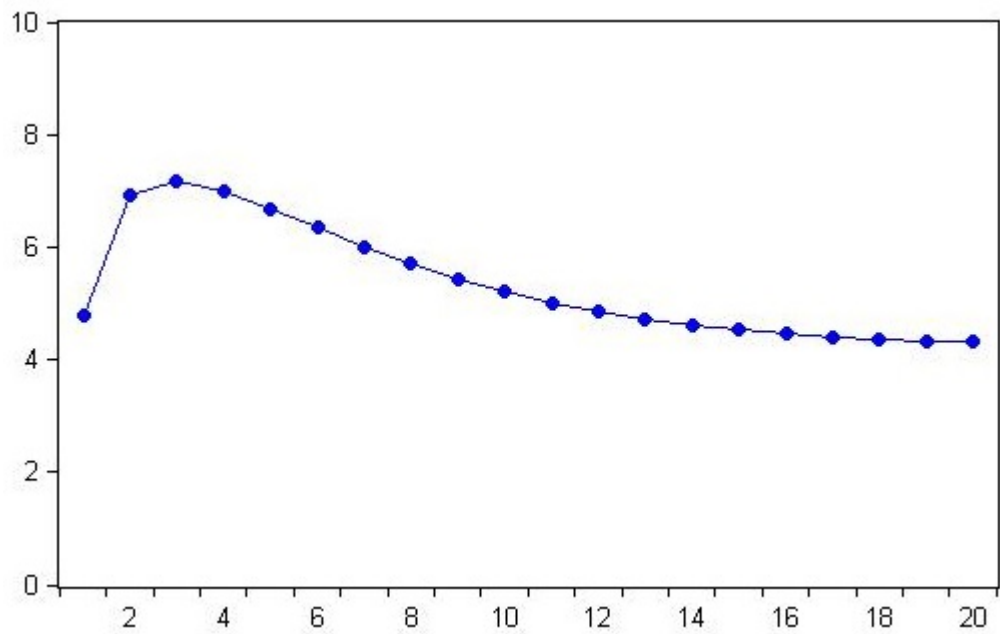
7 Anexos

Figura 8: Porcentaje de la Varianza de la Inflación atribuida al Tipo de Cambio
1992 - 2002.



Fuente: Cálculos propios.

Figura 9: Porcentaje de la Varianza de la Inflación atribuida al Tipo de Cambio
2002 - 2013.



Fuente: Cálculos propios.