

# Reducciones del deslizamiento cambiario y la inflación doméstica en Nicaragua

Juan Carlos Treminio Torres\*

## Resumen

La reducción del deslizamiento ha sido una de las políticas más usadas para reducir la inflación en Nicaragua debido al alto *pass-through* cambiario a precios. No obstante, no en todos los casos de reducción del deslizamiento en el pasado se ha observado disminuciones de la inflación interanual, por lo tanto, es necesario realizar una evaluación de la efectividad de esta política. En este documento se encuentra que en promedio las reducciones del deslizamiento, anteriores a 2019, han reducido la inflación interanual doméstica en 0.78 puntos porcentuales por cada punto porcentual de disminución en la tasa de deslizamiento. Por su parte, se estima que la reducción del deslizamiento de noviembre de 2019 tendrá una incidencia de 2 puntos porcentuales menos de inflación interanual. Finalmente, se encuentra que ante presencia de mayores presiones de depreciación del Tipo de Cambio Real, mayor es el ajuste de precios internos producto de la reducción del deslizamiento.

**Palabras Clave:** Nicaragua, Deslizamiento cambiario, *Pass-through* cambiario.

**Códigos JEL:** C33, E31, O24.

---

\*El autor agradece a Jorge Rocha por la disponibilidad de las bases de datos, así como los valiosos comentarios de Mario Aráuz y William Mendencia. Los resultados o las opiniones planteados en el documento no necesariamente representan el punto de vista del Banco Central de Nicaragua. Cualquier error u omisión es responsabilidad absoluta del autor. Comentarios y sugerencias del estudio pueden hacerse al correo: [jtreminio@bcn.gob.ni](mailto:jtreminio@bcn.gob.ni).

## 1. Introducción

El tipo de cambio es el ancla nominal de precios en la economía nicaragüense. El régimen cambiario que consiste en un esquema de minidevaluaciones pre anunciadas, mejor conocido como deslizamiento, incentiva el traspaso cambiario a precios y favorece la previsibilidad de los precios futuros. Esto es ayudado en gran parte por mecanismos de mantenimiento de valor y dolarización de precios en el mercado interno (Reyes et al. 1999).

Dado lo anterior, es de esperarse un alto impacto de las variaciones del tipo de cambio sobre los precios domésticos, lo que es recopilado en estudios relacionados (Conrado & Rojas 2003, Reyes et al. 1999, Treminio 2014). En éstos se encuentra que el *pass-through* cambiario a precios es completo en el largo plazo lo cual es consistente con la literatura empírica a nivel global en torno a variaciones persistentes del tipo de cambio (Goldfajn & Valdes 1999).

A pesar de que se ha estudiado mucho el efecto del deslizamiento sobre precios todavía falta por explorar temas importantes. Éstos están vinculados con las siguientes preguntas de investigación: ¿que variables macroeconómicas afectan a este *pass-through* cambiario?, ¿cuál es la incidencia de los programas de reducción del deslizamiento sobre los precios internos?, ¿cuál es el efecto de la estructura competitiva del mercado doméstico, en especial el importador, sobre él? En la primera línea de estudio mencionada, Treminio (2014) encuentra evidencia de que la brecha del producto, el Tipo de Cambio Real (TCR), la inflación misma y la apertura comercial juegan un papel en el *pass-through* cambiario en Nicaragua<sup>1</sup>.

El presente documento pretende continuar con esta línea de investigación al hacer un estudio de los casos de la reducción del deslizamiento sobre la inflación doméstica. El objetivo del documento es argumentar si las reducciones del deslizamiento han sido efectivas en reducir la inflación y esgrimir razones que podrían favorecer o no la reducción esperada de la inflación. Asimismo se plantea contestar la pregunta de bajo qué condiciones se puede conseguir una mayor reducción de la inflación producto del uso de este instrumento de política económica.

En este sentido, como se ha mencionado existe evidencia empírica en torno

---

<sup>1</sup>La evidencia apunta a que una brecha de producto positiva, un aumento de la inflación y una mayor apertura comercial aumentan el *pass-through* cambiario a precios. Por su parte apreciaciones del TCR tienen un efecto positivo sobre el *pass-through* cambiario.

al alto efecto del *pass-through* sobre los precios internos, no obstante, hasta el momento no se ha realizado valoraciones de los eventos de reducción del deslizamiento sobre ellos. El presente documento pretende llenar este vacío en la literatura empírica para el caso de Nicaragua.

En términos generales se ha encontrado que las reducciones del deslizamiento realizadas fueron efectivas en reducir la tasa de inflación interanual<sup>2</sup>. Este resultado es verificable en la mayor cantidad de casos en *tests* de diferencia de medias así como en regresiones que controlan por la brecha de producto y el precio del petróleo, las cuáles fueron las variables más significativas encontradas, junto con el deslizamiento, para explicar el cambio en la inflación en esos casos puntuales.

El caso más reciente de reducción del deslizamiento ha sido el de noviembre de 2019. La reducción ha venido de la mano de un aumento de la inflación interanual promedio con respecto a los últimos 40 meses, liderado al alza por las categorías de bienes y servicios, bebidas alcohólicas, y muebles y artículos para el hogar, lo cual ha sido explicado en gran parte a la reforma tributaria de febrero de 2019. No obstante, al tomar en consideración las 4 categorías de productos menos volátiles (restaurantes y hoteles, prendas de vestir, salud y educación), las cuáles podrían considerarse de una manera simplista que no han estado afectadas por muchos *shocks*, se encuentra que existe una reducción ínfima en la tasa de inflación interanual promedio (-0.01%). Al contrario, al agrupar las categorías que presentan inflación interanual a la baja (alojamiento, salud, transporte, comunicaciones, recreación y cultura y educación), se obtiene una disminución en la inflación promedio de 2.15 puntos porcentuales.

A partir de enero de 2020 se observa una tendencia a la caída de la inflación interanual. Esta tendencia coincide con la disminución de los precios de materias primas externas así como una brecha de producto negativa<sup>3</sup>. Estas dos variables podrían ser las causantes de la disminución de la inflación más allá de que haya habido una reducción del deslizamiento. Debido a esto, se hace necesario capturar en forma conjunta el efecto de estas tres potenciales

---

<sup>2</sup>Medida como la diferencia a 12 meses del índice mensual de precios al consumidor (IPC).

<sup>3</sup>La brecha del producto es la diferencia entre el producto efectivo y el producto potencial de una economía. El producto potencial es la cantidad máxima de bienes y servicios que una economía puede generar operando a máxima eficiencia, es decir, a plena capacidad. También suele denominarse capacidad de producción de la economía (Jahan et al. 2013).

causas de la disminución de la inflación en el país para estimar si la política de reducción del deslizamiento ha sido efectiva.

Este documento está estructurado de la siguiente forma: la sección 2 presenta los antecedentes de los casos de las reducciones del deslizamiento. En la sección 3 se discute el marco conceptual del *pass-through* cambiario. La sección 4 define los aspectos metodológicos a emplearse. La sección 5 muestra los resultados del estudio. Finalmente, la sección 6 señala las principales conclusiones.

## 2. Antecedentes

En enero de 1993 se adoptó un sistema de minidevaluaciones diarias pre-anunciadas, modalidad conocida como “*crawling-peg* activo” (Reyes et al. 1999). Al inicio la tasa de minidevaluación anual se fijó en 5 por ciento. Con esto se pretendía generar una ganancia en competitividad y al mismo tiempo disminuir la inflación a un dígito.

No obstante, en noviembre de ese año, debido al excesivo déficit fiscal y las presiones internas por financiar un mayor gasto público, el tipo de cambio se devaluó en 20 por ciento para luego, a partir de este punto, ajustarse la tasa de minidevaluación al 12 por ciento (Reyes et al. 1999). En este contexto la inflación interanual promedio 12 meses se redujo en cerca de 4 puntos porcentuales con respecto al mismo indicador previo al evento de reducción del deslizamiento. Entre los años 1994 a 1996 los déficits fiscales, junto con riesgos coyunturales, mantuvieron un papel importante al evitar la realización de mayores reducciones en la tasa de minidevaluación (Conrado & Rojas 2003).

A partir de 1999, en un contexto de estabilidad del mercado de divisas y de consolidación macroeconómica a nivel monetario y fiscal, se planteó la reducción de la tasa de deslizamiento del 12 al 6 por ciento con el objetivo de lograr una menor inflación doméstica. Este evento permitiría entregar una señal positiva al mercado acerca del cumplimiento del programa económico de gobierno, especialmente en lo relacionado a la reconstrucción luego del huracán Mitch (Conrado & Rojas 2003). De esta forma, en julio de 1999 se redujo la tasa de minidevaluación de 12 por ciento a 9 por ciento, y en noviembre de ese año se redujo al 6 por ciento (Reyes et al. 1999). De esta forma, la inflación interanual promedio se redujo en cerca de 3.4 puntos porcentuales con respecto a los últimos 12 meses previos al evento de reducción

del deslizamiento.

Entre los años 2000 a 2001 la economía doméstica fue alcanzada por varios *shocks* los cuáles no propiciaron que la política de reducción del deslizamiento prosiguiera más allá del 6 por ciento. Los *shocks* que afectaron a la economía durante este período fueron: una crisis bancaria, disminución del gasto público producto del incremento del déficit fiscal, caída de los términos de intercambio, disminución de la actividad económica global e incertidumbre asociada a actividades bélicas en el mundo (Conrado & Rojas 2003).

En este contexto, no habían las condiciones necesarias para seguir con una política de reducción del deslizamiento, por lo tanto no era recomendable una apreciación del tipo de cambio ante el deterioro de los indicadores claves de la economía tales como el déficit del sector público después de donaciones, el ratio de las reservas internacionales sobre la base monetaria y el déficit de cuenta corriente.

Entre los años 2002 a 2004 se dieron mejoras en los indicadores señalados lo que propició nuevamente condiciones idóneas para considerar el tema de la reducción de la tasa de deslizamiento. Asimismo, existió en esos momentos un fuerte compromiso de consolidación de las finanzas públicas y de reformas estructurales orientadas a la sostenibilidad y a la consolidación de la estabilidad macroeconómica (Conrado & Rojas 2003). Con este contexto se realizó una reducción de la tasa de deslizamiento del 6 por ciento al 5 por ciento en enero de 2004, la cual tuvo como objetivos, además de la reducción de la inflación, el incremento de la credibilidad al programa económico, y la disminución del costo financiero de la cláusula de mantenimiento de valor en la economía (Conrado & Rojas 2003). Después de este evento la inflación interanual promedio aumentó en cerca de 3 puntos porcentuales con respecto a los anteriores 12 meses.

Desde 2004 a 2019 a pesar de que la economía ha pasado por *shocks* negativos, se han presentado, en general, mejoras sustanciales en cuanto a la sostenibilidad del déficit fiscal debido a la consolidación fiscal, a la cobertura de las reservas internacionales y en general a la mejora de la productividad. Dado esto, en noviembre de 2019 se planteó nuevamente la reducción de la tasa de deslizamiento del 5 por ciento al 3 por ciento actual. Con esta reducción se buscaba recomponer el gasto agregado de toda la economía nacional al reducir costos y mejorar el poder adquisitivo de los salarios (BCN 2019). En este caso la inflación interanual promedio de noviembre de 2019 a ju-

nio de 2020 disminuyó en cerca de 0.37 puntos porcentuales con respecto al promedio de los anteriores 12 meses previos a la reducción del deslizamiento.

Como se puede observar varios han sido los casos de reducción del deslizamiento y amplio el período en que se ha mantenido el mismo régimen cambiario. Debido a esto los agentes económicos han establecido mecanismos de indexación de precios para protegerse de la pérdida de poder adquisitivo (Reyes et al. 1999), de esta manera es ampliamente concebido que la devaluación se traslada rápidamente a precios de bienes y servicios generando poco impacto sobre el sector real en el corto plazo<sup>4</sup>. No obstante, como se ha observado, no en todos los casos de reducción del deslizamiento se han evidenciado disminuciones de la inflación al menos en cuanto al promedio de la inflación interanual de los primeros 12 meses luego de los *shocks*.

Ante este hecho, surgen las preguntas de investigación planteadas de si las reducciones del deslizamiento han sido efectivas, condicional en otras variables macroeconómicas, para disminuir la inflación en el país, así como bajo qué condiciones se esperaría una mayor disminución de la inflación doméstica ante un *shock* de reducción del deslizamiento. En la siguiente sección se abordará el tema de la relación entre los precios domésticos y el deslizamiento cambiario.

### 3. Revisión de Literatura

Conrado & Rojas (2003) esgrimen que el mecanismo de ajuste de los precios domésticos puede explicarse mediante la paridad no cubierta de tasas de interés. El precio de los bienes no transables son los que menos expuestos se encuentran a una variación en la tasa de deslizamiento, y también son los que se encuentran más propensos a rigideces nominales de corto plazo. Dado esto, al disminuir la tasa de deslizamiento, se produciría una disminución de los precios en córdobas de los bienes transables mientras que los precios en la misma denominación de los bienes no transables no presentarían la misma dinámica producto de las rigideces nominales. Ante este fenómeno, se produciría una apreciación real del córdoba lo que se transmitiría al sistema financiero en la forma de reducción en la tasa de interés real, generando así efectos sobre el sector real de la economía. Una vez completado el *pass-*

---

<sup>4</sup>Según el modelo Mundell-Fleming la presencia de rigideces nominales generaría efectos reales de las variables nominales en el corto plazo; ante la hipótesis de fuerte presencia de mecanismos de indexación de precios al tipo de cambio no habría de esperarse mayor impacto en el sector real.

*through* de devaluación a inflación de los bienes no transables la economía retornaría a la paridad de tasa de interés con *un predominio del premio al riesgo*, neutralizando los efectos reales de la reducción del deslizamiento.

Conrado & Rojas (2003) estiman que a medida que las ineficiencias en la economía van disminuyendo, se observaría una mayor incidencia del ritmo de deslizamiento en la formación de precios. Los autores esgrimen que “al mismo tiempo que se han implementado mejoras en los esquemas de comercialización y almacenamiento, los niveles de inflación han tomado paulatinamente una trayectoria congruente con el ritmo de deslizamiento”. Suponiendo que estas ineficiencias del mercado disminuyen producto de la competencia interna y externa en el mercado doméstico, con los años se observaría un *pass-through* más rápido del ritmo de minidevaluaciones a precios.

Dado esto, la reducción del deslizamiento se constituiría como una herramienta de política eficaz para la disminución de la inflación en el país. En este sentido la evidencia empírica demuestra que, condicional a otras variables macroeconómicas, el tipo de cambio es un instrumento eficaz como ancla nominal y de rápido efecto (Reyes et al. 1999, Rodríguez & Urcuyo 2003, Treminio 2014). Así es de esperar que después de reducciones en la tasa de deslizamiento, se observe que la inflación converja a tasas consistentes con ella en el mediano plazo.

Este nexo entre el deslizamiento y la inflación “plantea la posibilidad de alcanzar menores niveles de inflación a través de la reducción de la tasa de deslizamiento sin que ello implique una apreciación del TCR” (Conrado & Rojas 2003). Si bien es cierto que el enfoque de este documento no es analizar el impacto del TCR sobre el sector real, es necesario considerar sus apreciaciones o depreciaciones para analizar el *pass-through* cambiario a precios. En este sentido, se ha encontrado evidencia nacional (Treminio 2014) e internacional (Goldfajn & Valdes 1999) de que el *pass-through* de un *shock* cambiario dependería de la posición del TCR respecto de su tendencia de largo plazo.

Goldfajn & Valdes (1999) así como Borensztein & De Gregorio (1999) consideran que un *shock* cambiario no necesariamente genera una variación en la inflación si simplemente restaura el TCR a su tendencia de largo plazo. Es decir, *shocks* cambiarios que no estén justificados por ajustes de precios relativos podrían inducir a variaciones en precios o variaciones futuras en el tipo de cambio nominal. Es decir, si existe una sobrevaloración del TCR y

se ejecuta una reducción del deslizamiento la vía de ajuste en este caso sería una mayor presión para la disminución de los precios domésticos, en este caso se generarían presiones para que el precio relativo de los bienes transables con respecto a los no transables se incrementara. Por otra parte, si existe una subvaloración no habría tantas presiones de ajuste de precios domésticos por esta causa, incluso podría haber un aumento de precios internos si el ajuste del tipo de cambio nominal no fuera suficiente para corregir el desequilibrio momentáneo del TCR, en este caso habría presiones hacia una disminución del precio relativo de los bienes transables.

Otra razón que influiría en el *pass-through* cambiario a precios domésticos sería la dolarización de los precios internos. Dada la antigüedad del sistema cambiario vigente no es de sorprenderse que los agentes económicos hayan creado mecanismos de indexación para protegerse de la pérdida de poder adquisitivo. De esta forma, la indexación en si misma generaría que el mayor efecto de la reducción del deslizamiento se observe en precios y no en producto en el corto plazo, según el modelo de Mundell-Fleming. En este sentido, la curva LM<sup>5</sup>, la cual resume el equilibrio en el mercado de dinero, se ajustaría rápidamente ante una reducción de la tasa de deslizamiento<sup>6</sup> derivando en que la curva de oferta de corto plazo fuera de cierta manera inelástica ante variaciones del ritmo cambiario, esto es consistente en lo planteado en el enfoque monetario de la balanza de pagos (BCN 2013).

Otra explicación a esto podría darse en la formación de expectativas de inflación. Si los precios se encuentran dolarizados o indexados al tipo de cambio, entonces los agentes económicos tendrían poca o ninguna sorpresa en cuanto a una reducción de la tasa de deslizamiento cambiario, por lo que las únicas fuentes de sorpresa serían aquellas que dependen de otras variables. Si esto es así, las reducciones del deslizamiento tendrían poca o ningún efecto sobre el producto en el corto plazo. Esto es consistente con lo expresado en Conrado & Rojas (2003) y con el hecho de que no se esperan grandes ganancias en competitividad aún en el corto plazo por deslizamiento (Reyes et al. 1999, Clevy et al. 2011).

Esto puede observarse de mejor forma mediante la curva de oferta agregada de corto plazo la cual se presenta en la ecuación 1:

---

<sup>5</sup>L se refiere a liquidez y M se refiere a dinero.

<sup>6</sup>La minidevaluación implica un aumento de la demanda nominal de dinero debido a que conlleva un aumento de los precios domésticos, y por ende, a una reducción en los saldos monetarios reales

$$Y_{t+12} = \bar{Y} + \alpha(P_{t+12} - E_t(P_{t+12})) \quad (1)$$

Donde  $Y_{t+12}$  se refiere al producto efectivo en los siguientes doce meses,  $\bar{Y}$  al producto potencial,  $P_{t+12}$  al nivel de precios efectivo en los siguientes doce meses y  $E_t(P_{t+12})$  a la expectativa un año antes del nivel de precios en los siguientes doce meses.

Despejando de la ecuación 1 el nivel de precios se obtiene la ecuación 2:

$$P_{t+12} = E_t(P_{t+12}) + (1/\alpha)(Y_{t+12} - \bar{Y}) \quad (2)$$

Sustrayendo  $P_t$  en ambos lados de la ecuación se llega a:

$$P_{t+12} - P_t = (E_t(P_{t+12}) - P_t) + (1/\alpha)(Y_{t+12} - \bar{Y}) + v \quad (3)$$

De esta manera se obtiene la ecuación anterior expresada en términos de inflación ( $\pi_{t+12}$ ) y de inflación esperada ( $\pi_{t+12}^e$ )<sup>7</sup>:

$$\pi_{t+12} = \pi_{t+12}^e + (1/\alpha)(Y_{t+12} - \bar{Y}) + v \quad (4)$$

Donde  $\pi_{t+12}^e$  se podría considerar como la sumatoria del ritmo de deslizamiento esperado ( $\Delta^e e_{t+12}$ ) más un componente esperado de inflación externa o interna en dólares<sup>8</sup>, mientras  $(Y_{t+12} - \bar{Y})$  es la brecha del producto con respecto a su potencial<sup>9</sup>, por otra parte  $v$  sería una variable que agrupa *shocks* de oferta. Si se agrupa el valor de estado estacionario de ese componente de inflación externa con el valor estacionario de los *shocks* de oferta en la variable  $v$  en la ecuación 4, se tendría la expresión 5<sup>10</sup>:

$$\pi_{t+12} = \Delta^e e_{t+12} + (1/\alpha)(Y_{t+12} - \bar{Y}) + v \quad (5)$$

<sup>7</sup>Los precios se encuentran expresados en logaritmos.

<sup>8</sup>Una limitante en esta estrategia de identificación es de suponer que todos los agentes económicos toman en consideración la tasa de deslizamiento a la hora de formar sus expectativas abstrayendo cualquier papel que pueda jugar el comercio internacional. Esto debido a que no se está haciendo uso de un modelo de economía abierta con aras de simplificar el análisis.

<sup>9</sup>El parámetro  $1/\alpha$  es conocido en la literatura como el ratio de sacrificio entre inflación no esperada y producto, el cual indica que existiría un trade-off en el corto plazo entre estas dos variables.

<sup>10</sup>En el largo plazo, el valor esperado de los *shocks* de oferta y demanda agregada son 0, razón por la cual el valor de estado estacionario de la inflación en Nicaragua se aproxima al valor de la tasa de deslizamiento más la inflación externa de largo plazo, lo cual es consistente con la paridad relativa del poder de compra.

donde  $\Delta^e e_{t+12}$  sería la expectativa de la tasa de deslizamiento. Dado esto, para una tasa de inflación dada debería esperarse pocos efectos en el sector real por el deslizamiento, así como una rápida transmisión a precios internos.

De la ecuación 5 se obtiene que la inflación interanual observada en el momento  $t+12$  depende de las expectativas de inflación, de la brecha del producto como indicador de demanda del mercado, y de variables de oferta representadas en la variable  $v$ . Esta forma reducida de la inflación, más conocida como curva de Phillips, servirá de punto de partida para realizar las evaluaciones de los eventos de reducción del deslizamiento cambiario sobre ella.

El comportamiento de la inflación interanual después de las reducciones del deslizamiento apunta a una estrecha relación entre ambas variables cuando se observa la variación de precios por producto (véase la Tabla 1). Para el caso de la primera reducción del deslizamiento en 1993<sup>11</sup>, utilizando una ventana de 12 meses se observa que en promedio casi un 68 por ciento de los productos presentó una disminución en su tasa de inflación interanual, en este caso el promedio por producto de esta variable se redujo en poco más de 7 puntos porcentuales. Para el caso de la reducción del deslizamiento de 1999 se encuentra que el 57 por ciento de los productos disminuyeron su tasa de inflación interanual, lo que produjo una caída de la inflación interanual promedio por producto de un poco más de 2 puntos porcentuales. Mientras que para la del año 2004 se observa que el 42 por ciento de los productos presentó una disminución, no obstante, no se observa una disminución de la inflación promedio por producto sino un aumento de cerca de 1 punto porcentual.

De la Tabla 1 se puede observar que, aunque la inflación interanual promedio 12 meses, basada en la canasta ponderada del IPC, después de un evento de reducción del deslizamiento se incrementa, la inflación interanual promedio por producto es más consistente en reflejar disminuciones de la inflación después de este tipo de eventos, como se mostró previamente. Esto es algo

---

<sup>11</sup>La reducción del deslizamiento en este año no fue generada expresamente como una política sino fue resultado de otras políticas cambiarias. En 1992 el tipo de cambio se mantuvo en 5 córdobas por dólar, mientras que el 10 de enero de 1993 esta moneda se devalúa a 6 córdobas por dólar. El 11 de enero de ese año empieza el régimen de minidevaluaciones con una tasa anualizada de deslizamiento del 5 por ciento. Finalmente, en noviembre de 1993 la tasa anualizada se incrementó a 12 por ciento. Esto generó que la tasa de deslizamiento se redujera en 11.70 puntos porcentuales aproximadamente entre 1993 y 1994.

que se verá reflejado en la próxima sección del documento en el inciso de *test* de igualdad de medias, esto es debido a que las ponderaciones de algunos productos que no presentan disminución en sus precios tienen mayor participación en la canasta del IPC. Esto genera el inconveniente de que no se puede observar el comportamiento promedio de la población de productos sino una representación promedio ponderada, es decir, existe la posibilidad de que la inflación promedio por producto disminuya, pero que la inflación promedio obtenida de la canasta ponderada del IPC indique lo opuesto.

TABLA 1: Reducción del deslizamiento y cantidad de productos de la canasta del IPC con disminución de inflación interanual

| Caso       | Reducción | Porcentaje de productos | Promedio de la variación porcentual |
|------------|-----------|-------------------------|-------------------------------------|
| Enero 1993 | 12 a 9    | 67.68                   | -7.02                               |
| Julio 1999 | 9 a 6     | 56.71                   | -2.21                               |
| Enero 2004 | 6 a 5     | 41.61                   | 0.80                                |

Fuente: Elaboración propia.

## 4. Aspectos Metodológicos

En la siguiente sección se abordarán las metodologías para testear si existe una reducción de la inflación después de reducciones de la tasa de deslizamiento. En primer lugar se realizarán las ya mencionadas pruebas de igualdad de medias, las cuáles serán complementadas con la realización de estimaciones econométricas con series de tiempo y datos de panel.

### 4.1. Test de igualdad de medias

El *test* de igualdad de medias permite observar si ha habido variación en la tasa promedio de inflación antes y después de la reducción del deslizamiento. Los *tests* que se han realizado son el *test* t, el Satterthwaite-Welch *t-test*, el ANOVA *F-test* y el Welch *F-test*. En este inciso se ocuparán las tasas de inflación interanual obtenida del IPC.

La versión con el estadístico F de estos *tests* se realiza con el supuesto de que la varianza entre las muestras es la misma. Cuando las varianzas de los subgrupos son heterogéneas entonces se utiliza la versión de Welch del estadístico F. Si se utiliza dos submuestras entonces los *tests* F de ANOVA y Welch son equivalentes al *test* t ordinario y al *test* t de Satterthwaite-Welch respectivamente (IHS 2017).

En este apartado se emplearán además de la inflación general, la inflación subyacente y la transable. Dado que la inflación subyacente excluye los productos con mayor volatilidad histórica del IPC, es posible que usando esta medida se pueda apreciar de mejor forma una disminución de la inflación luego de los eventos de reducción del deslizamiento, aún realizando este análisis con índices ponderados de precios.

De esta metodología se puede apreciar si existe evidencia de un cambio en la inflación antes y después de las reducciones del deslizamiento, no obstante, no se puede conocer que es lo que está causando ese comportamiento debido a que es posible que existan otras variables, además de la tasa de deslizamiento, que estén influyendo sobre ella. A pesar de esta desventaja, este apartado de la metodología permite conocer la naturaleza de las series de inflación y sus componentes. Una vez conocido si es evidente o no que hubo una disminución significativa de la inflación, la pregunta a abordar es cuáles son las variables que están detrás del comportamiento de la inflación en esos instantes, y si la reducción del deslizamiento fue una variable significativa en explicarlo, lo cual se abordará en el siguiente apartado de la metodología.

## 4.2. Datos de panel por categoría del IPC

En este apartado se pretende estimar el efecto y la magnitud de la reducción del deslizamiento cambiario sobre los precios domésticos. Esta metodología permitirá controlar por otros factores que pueden estar afectando a la inflación al mismo tiempo que se da la reducción del deslizamiento. Con esto en mente se utilizará una especificación semi reducida basada en la curva de Phillips de la ecuación 5.

Donde  $\pi$  es la tasa de inflación,  $e$  la tasa de deslizamiento cambiario,  $x$  una matriz conformada por vectores de variables de demanda y oferta, y  $a_i$  es un vector columna representando características invariables en el tiempo en la formación de precio para cada categoría del IPC. Los subíndices  $i$  y  $t$  se refieren a la categoría en particular y al mes respectivamente. Todas las variables son consideradas en términos interanuales.

Con esto se puede representar la ecuación empírica de la inflación interanual antes de la reducción del deslizamiento (con ritmo de deslizamiento  $e_1$ ):

$$\pi_{it1} = \gamma_0 + \delta e_1 + \theta x_{it1} + a_i + \mu_{it1} \quad (6)$$

y la después de este evento (con ritmo de deslizamiento  $e_2$ ):

$$\pi_{it2} = \gamma_0 + \delta e_2 + \theta x_{it2} + a_i + \mu_{it2} \quad (7)$$

Sustrayendo la primera ecuación de la segunda:

$$\Delta\pi_{it} = \beta_1 \Delta e_t + \theta \Delta x_{it} + \mu_{it} \quad (8)$$

Esta ecuación no cuenta con intercepto pero, por razones empíricas, por lo general los modelos similares son estimadas con él. Esto debido a que ayuda de forma importante a mejorar el ajuste de los modelos, disminuye el sesgo de los parámetros y se asegura que el residuo tenga media cero (Wooldridge 2016, Brooks 2019). Agregando el intercepto en la ecuación anterior se obtiene la siguiente forma empírica (ecuación 9):

$$\Delta\pi_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta e_t + \theta \Delta x_{it} + \mu_{it} \quad (9)$$

El signo esperado para  $\beta_1$  en la ecuación 8 es positivo, lo que indicaría que la reducción del deslizamiento hizo disminuir la inflación promedio condicional a las demás variables explicativas. Esto es así debido a que la tasa de deslizamiento disminuyó y si la inflación disminuyó al mismo tiempo se espera entonces que el parámetro estimado sea positivo.

Wooldridge (2016) aconseja que al contar con más períodos de tiempo, usando una especificación de diferencias en diferencias, se introduzcan *dummies* temporales con el objetivo de controlar por posibles efectos temporales. Estos efectos pueden contener información valiosa que pueden mejorar el ajuste del modelo. De esta manera se puede representar la ecuación a estimar como:

$$\Delta\pi_{it} = \beta_0 + \alpha_1 d3_t + \alpha_2 d4_t + \dots + \alpha_T dT_t + \beta_1 \Delta e_t + \theta \Delta x_{it} + \Delta\mu_{it} \quad (10)$$

Con  $t = 2, 3, \dots, T$ . Si la ecuación 10 satisface los supuestos del modelo lineal de regresión clásico, entonces el modelo de mínimos cuadrados anidados (*pooled*) entrega estimadores insesgados y los estadísticos t y F pueden ser usados para *tests* de hipótesis. En términos asintóticos, para que el modelo *pooled* entregue estimadores consistentes se necesita que  $\Delta\mu_{it}$  no esté correlacionado con las variables explicativas, asimismo es de importancia que  $\Delta\mu_{it}$  no esté correlacionado en el tiempo para que los residuos sean válidos para usarlos en los *tests* estadísticos.

Según Wooldridge (2016) para hacer la prueba de correlación serial se estima el modelo *pooled* y se obtienen los residuos ( $\hat{r}_{it}$ ). Luego se hace un modelo

*pooled* particular de  $\hat{r}_{it}$  sobre  $r_{it-1}$  para computar un *test* t de significancia del parámetro asociado a esa última variable. Es posible corregir la presencia de correlación serial de orden 1 mediante el uso de mínimos cuadrados generalizados (GLS). Por su parte, correcciones a los errores estándar de mínimos cuadrados que permitan formas arbitrarias de correlación serial, por lo general están disponibles cuando la dimensión de corte transversal es grande. Si no existe correlación serial en los residuos, los métodos usuales para manejar la heterocedasticidad son viables. En este caso es posible usar los *test* de heterocedasticidad y calcular errores estándar robustos.

Es posible estimar especificaciones de GLS que toman en cuenta varios patrones de correlación entre los residuos. Existen cuatro tipos de estructuras que pueden ser especificadas: heterocedasticidad específica de corte transversal, heterocedasticidad específica por período, covarianzas contemporáneas y covarianzas entre períodos (IHS 2017). En este estudio se empleó la varianza de heterocedasticidad específica por período.

La estructura de heterocedasticidad específica por período implica una varianza diferente de los residuos para cada uno de ellos. Los residuos entre diferentes cortes transversales y diferentes períodos se suponen que son 0, así se puede obtener:

$$E(\epsilon_{it}\epsilon_{jt}|X_t^*) = \sigma_t^2 \quad (11)$$

$$E(\epsilon_{is}\epsilon_{jt}|X_t^*) = 0 \quad (12)$$

para todo  $i, j, s$  y  $t$  con  $s \neq t$ . Con  $i$  y  $j$  denotando indicadores de corte transversal, mientras  $s$  y  $t$  denotan indicadores de dimensión temporal. Usando los vectores de los residuos específicos a cada período se puede escribir la ecuación 11 como:

$$E(\epsilon_t\epsilon_t') = \sigma_t^2 I_M \quad (13)$$

A continuación se usan estos residuos para obtener estimadores de las varianzas por período, se repondera los datos, y luego se obtienen los estimadores GLS. Para obtener estimadores robustos se emplean las metodologías de corte transversal de White y de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR) por períodos. En los siguientes párrafos se describe de forma general este método aplicado a casos en que se han empleado los estimadores MCO sin efectos de corte transversal o de período. La extensión a modelos usando

GLS es directa (IHS 2017).

El método de covarianza de corte transversal de White asume que los residuos se encuentran correlacionados por período de forma transversal. En este método se trata a la regresión *pooled* como una regresión por cada corte transversal, y se calcula los errores estándar robustos para el sistema de ecuaciones. Este estimador de la covarianza es robusto a correlación contemporánea de corte transversal y heterocedasticidad (IHS 2017).

Por su parte el método SUR por período asume que los residuos para un corte transversal son heterocedásticos y serialmente correlacionados. Las covarianzas estimadas en este caso son calculadas usando una estimación de una covarianza por período.

La metodología planteada en esta subsección se realizará para cada uno de los eventos de reducción del deslizamiento y con ello se obtendrá si, condicional a las demás variables explicativas, la tasa de deslizamiento tuvo incidencia en reducir la tasa de inflación promedio.

En el próximo apartado se mostrará la última parte de la metodología de datos de panel. En ésta se emplearán los eventos de reducción del deslizamiento para obtener el efecto promedio de esta política sobre la inflación basada en el índice general del IPC.

### 4.3. Análisis de casos en conjunto usando la inflación obtenida del índice general de precios al consumidor

El objetivo de esta sección es estimar el efecto global que han tenido las reducciones del deslizamiento. Para esto se pretende estudiar la significancia del tipo de cambio, así como ciertos factores de oferta y demanda presentes usando el dato oficial de la inflación publicada el cual depende de la ponderación que se asigna a cada producto en la canasta del IPC.

La ecuación de inflación general para el evento de reducción  $i$  obtenida de la curva de Phillips es la siguiente:

$$\pi_{it} = \gamma_0 + \theta e_{it} + \beta(y_{it} - \bar{y}_t) + a_i + v_{it} + e_{it} \quad (14)$$

De esta manera, se puede diferenciar el comportamiento de la inflación entre el antes de la reducción del deslizamiento para cada evento:

$$\pi_1 = \gamma_0 + \theta e_1 + \beta(y_1 - \bar{y}_1) + a_i + v_1 + e_1 \quad (15)$$

Y el después de un evento:

$$\pi_2 = \gamma_0 + \theta e_2 + \beta(y_2 - \bar{y}_2) + a_i + v_2 + e_2 \quad (16)$$

Con esto se puede expresar la ecuación de diferencias en diferencias que permite evaluar la incidencia de la reducción del deslizamiento sobre la inflación al agrupar los distintos eventos  $i$  de reducción del deslizamiento:

$$\Delta\pi_{it} = \theta e_{it} + \beta\Delta(y_{it} - \bar{y}_t) + \gamma\Delta v_t + \Delta e_t \quad (17)$$

Al igual que como se planteó en la anterior subsección, se emplearán las metodologías GLS y de covarianza robusta para obtener los estimadores indicados.

En las estimaciones econométricas planteadas es necesario controlar por la posible presencia de endogeneidad en uno de los regresores. La brecha del producto teóricamente puede presentar este inconveniente debido a que está medida en términos reales, si aumenta la inflación disminuye el PIB real lo cual podría generar un problema de doble causalidad que conduciría a estimadores inconsistentes (Wooldridge 2016, Hurlin 2013). Para abordar este posible eventualidad es recomendable hacer uso de variables instrumentales a través del método generalizado de momentos (GMM). Debido a la posible presencia de heterocedasticidad así como de correlación entre las categorías de producto es recomendable el uso de GMM por sobre el método de 2 etapas por variables instrumentales. Esto debido a que los estimadores GMM son más consistentes en este escenario aunque con un costo en términos de eficiencia y propiedades de muestra finita (Baum et al. 2003).

En la siguiente sección se describen de forma sucinta los datos con los cuáles se han realizado las estimaciones.

#### 4.4. Datos

Los datos ocupados en este estudio corresponden a las cifras por índices de productos y categorías de aquellos productos que conforman la canasta del IPC durante los casos de reducción del deslizamiento. Las cifras por productos fueron obtenidas para los casos de las reducciones de 1993, 1999 y 2004, para el caso de la reducción del deslizamiento de 2019 esta información no estuvo disponible al momento de la elaboración de este estudio. Asimismo,

se hizo uso de los índices de precio general, subyacente y transable cuando éstos estuvieron disponibles de forma oficial.

En el caso de que las series de tiempo de la inflación subyacente y transable no estuvieran disponibles, se realizó el computo de estas cifras mediante algunos criterios. En el caso de la inflación subyacente se procedió a computarla extrayendo los componentes alimenticios y energéticos. Para el caso de la inflación transable se tomó en consideración la definición de este tipo de bienes así como su participación en la canasta del IPC.

Por otra parte también se hizo uso de las series de brecha del producto (*gap*), y las inflaciones interanuales de los precios del petróleo (*oil*) y de las materias primas alimenticias (*pa*). La serie de brecha del producto fue computada mediante el filtro de Hodrick-Prescott usando las cifras anuales desde 1960 a 2019 de la serie del Producto Interno Bruto real (*PIB*). Asimismo, las variaciones de los precios del petróleo y de los alimentos fueron obtenidas a partir de la base de datos de materias primas del Fondo Monetario Internacional.

Las cifras empleadas corresponden a las variaciones porcentuales interanuales de las series mencionadas. Se usan las variaciones interanuales debido a que en un período de 12 meses es más fácil discernir si hubo cambio en la tendencia de la inflación, así como para evitar también el efecto de los componentes estacionales. En la siguiente sección se presentarán los resultados de esta metodología.

## 5. Resultados

Los *tests* de media indican que en la gran mayoría de los eventos de reducción del deslizamiento ha habido disminución en la tasa de inflación. Como se puede observar en la Tabla 2, las reducciones del deslizamiento realizadas en diciembre de 1993 y en julio de 1999 vinieron precedidas de sendas reducciones en la tasa de inflación interanual. Estas reducciones se dieron tanto en la inflación general, subyacente y transable.

Para el caso de la reducción del deslizamiento de enero de 2004 se encuentra que los resultados de los *tests* han sido mixtos, por una parte tanto la inflación general como la transable presentan incrementos mientras que la inflación subyacente presenta una disminución de cerca de 3 puntos porcentuales, tres veces más que la reducción de la tasa de deslizamiento.

Para el caso de la reducción del deslizamiento de noviembre de 2019 los resultados son llamativos. De acuerdo con los *tests* no se puede rechazar la hipótesis de que la inflación después de la reducción del deslizamiento estadísticamente sea la misma que antes de este evento. No obstante, la inflación transable tendría mayores probabilidades de estar por encima de la tasa de inflación antes del deslizamiento. Es necesario tomar en consideración que las observaciones para este último período son pocas y sería necesario contar con más información para poder dar una conclusión estadísticamente más fuerte.

TABLA 2: Test de igualdad de medias de la inflación interanual por categoría de IPC para los diferentes casos de reducción del deslizamiento

| Inflación diciembre 1993 | Observaciones | Antes | Después | Diferencia |
|--------------------------|---------------|-------|---------|------------|
| General                  | 22            | 14.90 | 9.30    | -5.60***   |
| Subyacente               | 19            | 7.86  | 5.60    | -2.26**    |
| Transable                | 23            | 41.70 | 11.76   | -29.94     |
| Inflación julio 1999     | Observaciones | Antes | Después | Diferencia |
| General                  | 30            | 11.29 | 9.72    | -1.57*     |
| Subyacente               | 30            | 11.89 | 4.36    | -7.53***   |
| Transable                | 18            | 10.78 | 7.39    | -3.39***   |
| Inflación enero 2004     | Observaciones | Antes | Después | Diferencia |
| General                  | 30            | 4.93  | 9.22    | 4.29***    |
| Subyacente               | 24            | 4.22  | 1.40    | -2.82***   |
| Transable                | 30            | 2.96  | 9.69    | 6.73***    |
| Inflación noviembre 2019 | Observaciones | Antes | Después | Diferencia |
| General                  | 4             | 5.0   | 5.13    | 0.13       |
| Subyacente               | 6             | 4.66  | 5.68    | 1.02       |
| Transable                | 6             | 4.53  | 5.71    | 1.18*      |

Nota: -Significancia: \*\*\*1 %, \*\*5 %, \*10 %.

Fuente: Elaboración propia.

Para tomar en consideración esto se planteó la estrategia de explotar la información de la inflación por categoría de producto mediante datos de panel. Con este espíritu se obtuvieron los resultados de las regresiones de la Tabla 3 las cuáles fueron realizadas para cada uno de los casos de reducción del deslizamiento. Los resultados indican que después de controlar por presiones de demanda, se encuentra que las reducciones del deslizamiento de julio de 1999 y de enero de 2004 fueron efectivas en reducir la inflación promedio.

En el caso del primer evento mencionado se estima que por cada punto porcentual de reducción del deslizamiento hubo una disminución acumulada de 0.245 puntos porcentuales de la inflación un año después del *shock*. Asimismo, para el caso de enero de 2004 se encuentra que esta cifra fue de 1.765 puntos porcentuales. Para el caso de diciembre de 1993 no se pudo contar con información de demanda suficiente para poder controlar por ella<sup>12</sup>, pero se encuentra que la reducción del deslizamiento había tenido incidencia en disminución de la inflación con un efecto acumulado de -0.158 por cada punto de reducción de la primera.

En relación al caso de noviembre de 2019 se encontró que después de controlar por impulsos de demanda y de petróleo, así como por las categorías de producto de mayor volatilidad, la reducción del deslizamiento fue efectiva en reducir la inflación promedio en el período noviembre de 2019 a junio de 2020. En este caso se estimó que, condicional a la variación anual del precio del petróleo, de la brecha del producto y del control de grupos con mayor volatilidad en la inflación interanual; por cada punto de reducción del deslizamiento la inflación interanual se reduciría en promedio 1.281 puntos porcentuales en este período.

TABLA 3: Estimaciones con datos de panel usando categorías del IPC

| VARIABLES            | Diciembre 1993 | Julio 1999      | Enero 2004          | Noviembre 2019      |
|----------------------|----------------|-----------------|---------------------|---------------------|
| $\Delta e_{it}$      | 0.158*         | -11.052***      | 1.667***            | 1.281**             |
| $\Delta e_{i,t-2}$   |                | 7.903***        |                     |                     |
| $\Delta e_{i,t-4}$   |                | 3.407***        |                     |                     |
| $\Delta gap_{it}$    |                | 0.036           | 0.558***            | 0.361***            |
| $\Delta oil_{it}$    |                |                 |                     | 0.021***            |
| $\Delta \pi_{i,t-1}$ |                | 1.166***        |                     |                     |
| $\Delta \pi_{i,t-2}$ |                | -0.436***       |                     |                     |
| $\Delta \pi_{i,t-3}$ |                | 0.185**         |                     |                     |
| Intercepto           | 5.083***       | -12.012***      | -2.272              | -0.742**            |
| Ponderación GMM      | No             | No              | IV <sup>†</sup>     | No                  |
| Ponderación GLS      | No             | Por períodos    | No                  | Por períodos        |
| Matriz de covarianza | Ordinaria      | SUR por período | Corte transv. White | Corte transv. White |
| Controles temporales | Sí             | Sí              | Sí                  | Sí                  |
| Observaciones        | 108            | 72              | 108                 | 72                  |
| Grados de libertad   | 92             | 58              | 78                  | 53                  |
| $R^2$                | 0.586          | 0.971           | 0.963               | 0.977               |

Nota:—Significancia: \*\*\*1 %, \*\*5 %, \*10 %. † Se refiere al uso de variables instrumentales.

Fuente: Elaboración propia.

En relación a este parámetro de interés se procede a realizar un *test* de

<sup>12</sup>También se hizo el intento de imputar en este caso la tasa de crecimiento del PIB del año pertinente pero el resultado no fue satisfactorio.

Wald en que se testea la hipótesis si el parámetro de *pass-through* cambiario a precios es igual a 1 (ver Tabla 4). El *test* indica que el coeficiente obtenido no es significativamente diferente de 1. Esto implica que en promedio la inflación interanual convergerá a una tasa 2 puntos porcentuales inferior a la existente antes de la reducción del deslizamiento de 2019.

TABLA 4: test de Wald para reducción del deslizamiento de noviembre de 2019

| test estadístico | Valor | Grados de libertad | Probabilidad |
|------------------|-------|--------------------|--------------|
| Estadístico t    | 0.570 | 68                 | 0.573        |
| Estadístico F    | 0.325 | (1, 68)            | 0.573        |
| Chi-cuadrado     | 0.325 | 1                  | 0.568        |

Fuente: Elaboración propia.

TABLA 5: Reducción de la inflación por casos de disminución del deslizamiento.

| Variable dependiente: $\Delta\pi_{it}$ |                              |
|--|------------------------------|
| VARIABLES INDEPENDIENTES               | COEFICIENTE (Error estándar) |
| $\Delta e_{it}$                        | 0.776***<br>(0.023)          |
| $\Delta gap_{it}$                      | 2.519***<br>(0.105)          |
| $\Delta oil_{it}$                      | 0.023***<br>(0.003)          |
| Constante                              | -0.048<br>(0.209)            |
| Observaciones                          | 36                           |
| Grados de libertad                     | 32                           |
| $R^2$                                  | 0.723                        |

Nota:—Significancia:\*\*\* 1%, \*\* 5%,\* 10%.

Fuente: Elaboración propia.

En general las reducciones de la tasa de deslizamiento continúan teniendo una fuerte incidencia en la reducción de la inflación en el país. Como puede observarse en la estimación de los casos de reducción anidados de diciembre de 1993, julio de 1999 y enero de 2004 de la ecuación 17 (Tabla 5), por cada punto porcentual de reducción en la tasa de deslizamiento, la inflación interanual ha disminuido en promedio 0.776 puntos porcentuales. No obstante,

se pueden encontrar otros factores que han sido determinantes históricos en el comportamiento de la inflación en los momentos de reducción del deslizamiento.

Este es el caso de la brecha del producto que presenta una significancia de 1 por ciento y que por cada punto porcentual de incremento de la brecha de producto se incrementaría la inflación en cerca de 2.5 puntos porcentuales. Otra variable altamente significativa en los casos de reducción de la inflación por deslizamiento ha sido la variación de la tasa de crecimiento interanual del precio del petróleo. En este caso se ha encontrado que en los momentos de reducción de la inflación por deslizamiento, un aumento de 1 punto porcentual de la variación de la tasa de crecimiento interanual del precio del petróleo, lleva a un aumento de 0.023 puntos porcentuales de la inflación. En este sentido, cabe preguntarse cómo estas variables están asociadas a la efectividad en la reducción de la inflación.

TABLA 6: Reducción de la efectividad del deslizamiento en reducir la inflación.

| Variable dependiente: $\Delta\pi_{it}/\Delta e_{it}$ |                              |                              |
|--|------------------------------|------------------------------|
| VARIABLES INDEPENDIENTES                             | COEFICIENTE (ERROR ESTÁNDAR) | COEFICIENTE (ERROR ESTÁNDAR) |
| $\Delta gap_{it}/\Delta e_{it}$                      | 0.822***<br>(0.049)          |                              |
| $\Delta oil_{it}/\Delta e_{it}$                      | 0.018***<br>(0.002)          |                              |
| $\Delta pa_{it}/\Delta e_{it}$                       | -0.172***<br>(0.014)         |                              |
| Brecha TCR   |                              | 0.679***<br>(0.131)          |
| Intercepto   | 0.840<br>(0.065)             | 0.466<br>(0.254)             |
| Método   | GMM                          | GMM                          |
| Ponderación GLS                                      | IV <sup>†</sup>              | IV <sup>†</sup>              |
| Matriz de covarianza                                 | Por período                  | Por período                  |
| <i>dummies</i> temporales                            | Sí                           | Sí                           |
| Observaciones  | 36                           | 36                           |
| Grados de libertad                                   | 24                           | 22                           |
| $R^2$  | 0.947                        | 0.954                        |

Nota:—Significancia:\*\*\* 1 %, \*\* 5 %, \* 10 %. † se refiere al uso de variables instrumentales (3 rezagos).

Fuente: Elaboración propia.

Para este caso se creó una variable definida como  $\Delta\pi_{it}/\Delta e_{it}$  con la que se pretende observar si la reducción del deslizamiento ha sido acompañada al

unísono de una menor inflación en cada uno de los casos de reducción del deslizamiento. En la Tabla 6 se observa una estimación de este ratio en función de la variación de la brecha del producto y las variaciones de las tasas interanuales del precio del petróleo y de los precios de los alimentos; todas ajustadas por el monto de disminución en la tasa de deslizamiento. En esta estimación se obtiene que un aumento de la variación de la brecha del producto está asociado a una disminución de la efectividad de la tasa de deslizamiento, esto podría deberse a que las presiones de demanda interfieren con el proceso de alineamiento de la inflación con la nueva tasa de deslizamiento, similar resultado se obtiene con el precio del petróleo. Por otro lado, se obtiene que el precio externo de los alimentos tienen una incidencia positiva en la efectividad de las reducciones del deslizamiento en disminuir la inflación. Esto podría ser contra intuitivo pero una respuesta podría provenir del papel del TCR.

El argumento a favor de esta relación vendría del lado de los efectos de estas variables sobre el TCR. Un aumento del precio de estas materias primas está asociado en general a una caída en los términos de intercambio lo que conlleva a una depreciación del TCR<sup>13</sup>. En momentos en que hay mayores presiones de depreciación real, una reducción del deslizamiento ejercería presión a una apreciación real, con lo que el ajuste pertinente provendría de un acoplamiento rápido de precios al nuevo ritmo de minidevaluación. Esto sería consistente a lo planteado en Goldfajn & Valdes (1999). Para observar si este efecto se cumple se realiza la estimación de la segunda columna de la Tabla 6, en ésta se encuentra que en momentos de mayores presiones de depreciación real se han observado que tienden a haber mayores ajustes de precios. Este resultado podría implicar que los choques del precio del petróleo afectan más por el canal de los costos, mientras que el de los precios externos de los alimentos por su papel sobre los términos de intercambio y el TCR.

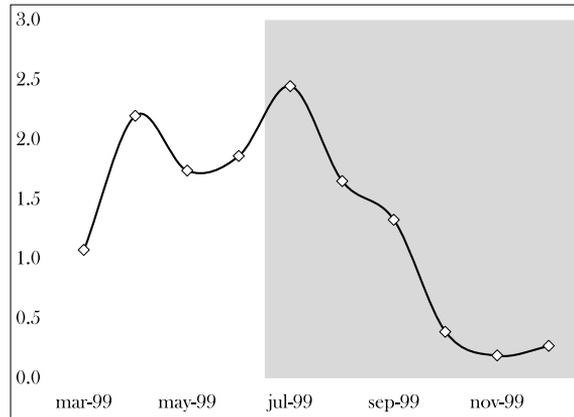
Al revisar los casos anteriores de reducción del deslizamiento se observa que en la mayoría de los casos las reducciones del deslizamiento cambiario se han realizado en momentos de depreciación del TCR. Este hecho es más evidente para la reducción del deslizamiento en 1999 y 2004 (Figuras 1 y 2), y en menor proporción en aquella realizada en 1993 (Figura 3). Por lo general estas reducciones del deslizamiento fueron seguidas de apreciaciones cambiarias reales en el corto plazo, por lo que se observa un ajuste de precios

---

<sup>13</sup>En los gráficos siguientes del TCR una disminución de esta serie significa una apreciación mientras un aumento significa una depreciación. El índice de TCR empleado es el bilateral con los Estados Unidos, el principal socio comercial del país.

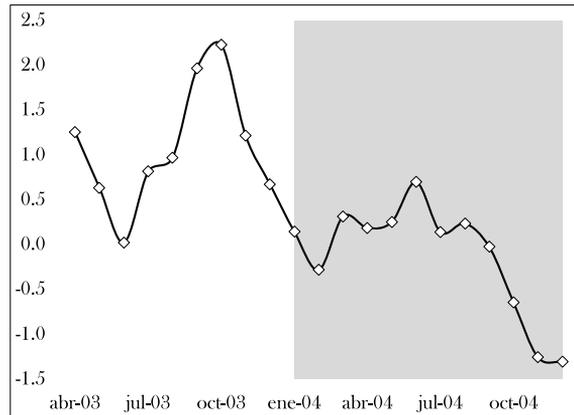
relativos en esos casos.

FIGURA 1: Brecha del TCR pre y post reducción del deslizamiento de julio 1999



Fuente: Elaboración propia en base a datos del SECMCA.

FIGURA 2: Brecha del TCR pre y post reducción del deslizamiento de enero de 2004

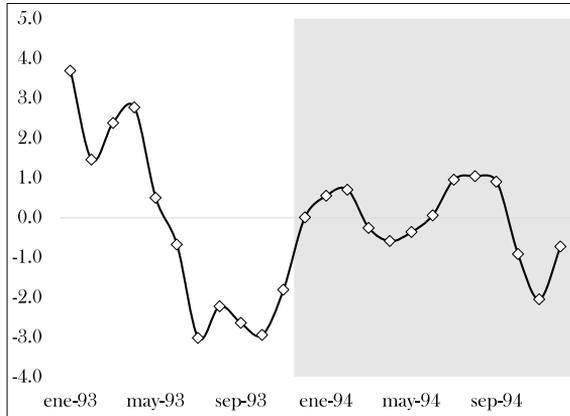


Fuente: Elaboración propia en base a datos del SECMCA.

En el caso de la reducción del deslizamiento de noviembre de 2019 se observa que el TCR se encontraba en una apreciación, por lo que según lo esgrimido anteriormente, no sería necesario un ajuste de precios relativos y el efecto de la reducción del deslizamiento sobre la inflación sería reducido, al menos

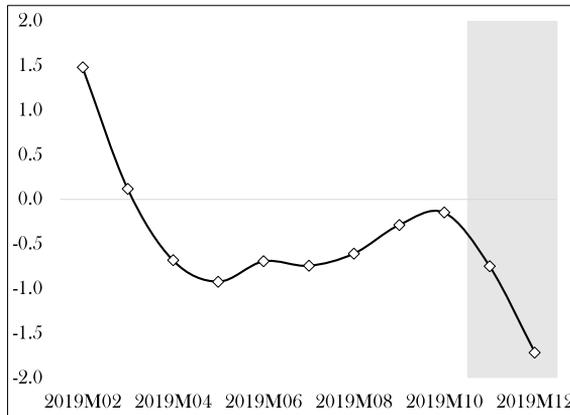
en el corto plazo (Figura 4), lo cual es lo observable con un incremento de la inflación interanual promedio desde noviembre de 2019 hasta abril de 2020 con respecto al promedio de los anteriores 12 meses.

FIGURA 3: Brecha TCR pre y post reducción del deslizamiento de diciembre 1993



Fuente: Elaboración propia en base a datos del SECMCA.

FIGURA 4: Brecha TCR pre y post reducción del deslizamiento de noviembre 2019.

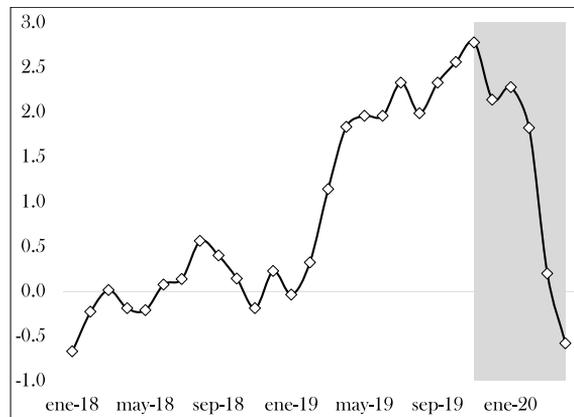


Fuente: Elaboración propia en base a datos del SECMCA.

Ante esto cabe preguntarse cuáles son las tendencias subyacentes en las categorías de producto para este último caso de reducción del deslizamiento.

Por esta razón se estiman los componentes principales de las variaciones interanuales de las categorías del IPC desde 2017 hasta abril 2020. De esto se obtiene que los cinco primeros componentes principales explican el 90.3 por ciento de la variación de las tasas de inflación interanual, del cual el primero explica el 46.8 por ciento de la variación total. Este primer componente principal presenta un aumento de la inflación interanual a partir de noviembre de 2019, no obstante ésta se ha venido dando a una tasa de crecimiento cada vez menor, así para abril de 2020 se presentó una variación anual negativa (ver Figura 5). Los principales subíndices que explican este componente principal son bienes y servicios, bebidas alcohólicas y prendas.

FIGURA 5: Variación anual del primer componente principal.

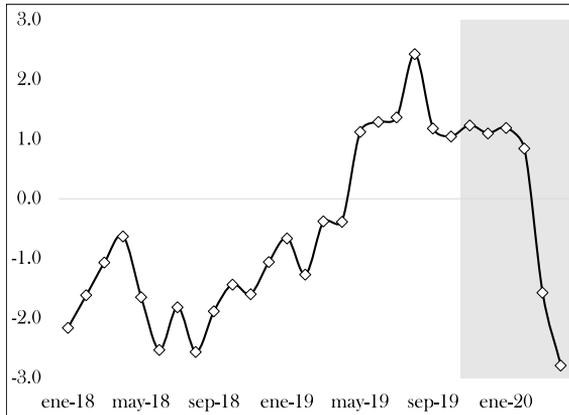


Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCN.

Para el caso del segundo componente principal (explica el 16.01 por ciento de la variación de las tasas de inflación interanual), se observa un incremento de la inflación a partir de noviembre de 2019, pero empieza a partir de enero de 2020 a presentar desaceleración (véase la Figura 6). Este componente principal está explicado en mayor parte por los subíndices de salud, educación y muebles. Estos índices son los que presentan menos volatilidad en la inflación interanual. Al igual que en el caso del primer componente principal se observa que, con rezagos, la tendencia de la inflación ha disminuido, para lo cual pueden estar interviniendo tres variables, por un lado una brecha de demanda negativa y la caída de los precios del petróleo, y por otro lado la reducción del deslizamiento cambiario debido a que la mayor parte de los productos y servicios de estas categorías se encuentran dolarizados. Los demás componentes principales presentan un comportamiento similar,

por lo cuál es necesario observar con más detalle los índices por categorías, especialmente en categorías que no cuentan con presencia de choques.

FIGURA 6: Variación anual del segundo componente principal



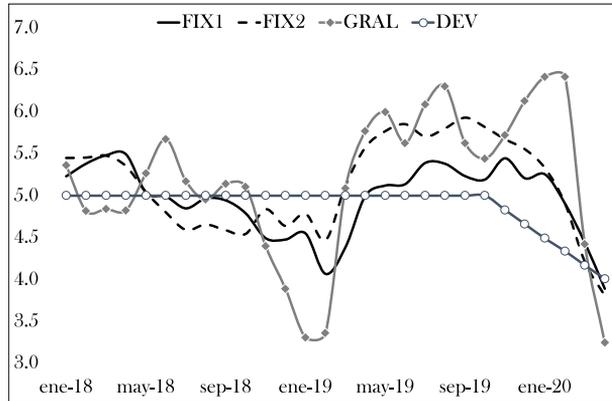
Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCN.

Para complementar este análisis se realizó el computo de un índice de precios tomando en consideración las cuatro categorías con menos volatilidad en sus variaciones interanuales, a lo cual se denominará *FIX1*. Estas categorías son restaurantes y hoteles, prendas de vestir y calzado, salud y educación. Los resultados obtenidos para el periodo posterior a noviembre de 2019, muestran que ha habido una reducción de 0.12 puntos porcentuales en la inflación interanual promedio, lo cual no es suficiente para argumentar que ha habido una reducción significativa de la inflación.

Ante esto, se decidió tomar otra medición de precios que fuera más exigente en el sentido de excluir elementos de precios de alimentos, insumos energéticos, así como bienes y servicios relacionados a la que se le denominará *FIX2*. Para tal efecto, se construyó un índice de precios que incluye prendas de vestir, muebles y artículos para el hogar, salud, comunicaciones y educación. La inflación obtenida a través de este índice indica que el promedio de ésta se ha reducido desde noviembre en adelante en 0.45 puntos porcentuales. Como se observa en la Figura 7 la inflación interanual de este índice de precios parece converger lentamente a la nueva tasa de deslizamiento (*DEV*), por lo menos de forma más directa que la inflación del índice general del IPC (*GRAL*). Ante esto es necesario tomar en consideración que la tasa de deslizamiento todavía se encuentra convergiendo a su nueva senda, en junio de 2020 la tasa

de deslizamiento anual se ha reducido de forma efectiva en cerca de 1 punto porcentual.

FIGURA 7: Inflación interanual post reducción del deslizamiento en noviembre 2019



Fuente: Elaboración propia en base a datos del BCN.

De esta manera se puede observar que la inflación converge lentamente hacia una nueva tasa consistente con la nueva tasa de deslizamiento. Este proceso ha estado de la mano no sólo del mismo deslizamiento, sino también de menores presiones de demanda y de menores presiones de precios del petróleo. Una vez que se controla por ellos se observa que la reducción del deslizamiento ha tenido incidencia en la inflación interanual al menos hasta junio de 2020.

## 5.1. Discusión de resultados

Los resultados indican que la reducción del deslizamiento ha influido de manera significativa en la disminución de la inflación en el país, lo cual es coherente con la revisión de la literatura en torno a la magnitud del *pass-through* cambiario a precios en Nicaragua. No obstante, es necesario tomar en cuenta que los coeficientes de *pass-through* obtenidos difieren bastante entre los diferentes casos de reducción del deslizamiento analizados. El caso más relevante en este sentido es el de diciembre de 1993 con un coeficiente de cerca de 16 por ciento.

Es necesario tomar en consideración que en las ecuaciones de los casos de reducción del deslizamiento analizados no se pudo contar con la misma es-

pecificación funcional. Esto es debido a que no en todas las ecuaciones las variables relevantes resultaron ser significativas, lo que puede ocasionar que las magnitudes de los parámetros varíen mucho entre los casos de reducción del deslizamiento.

En términos generales, se estima que la reducción en dos puntos porcentuales del deslizamiento en noviembre de 2019 generará una disminución de dos puntos porcentuales del piso inflacionario en el mediano plazo. Debido a las rigideces nominales que presentan las distintas categorías de producto del IPC, así como a sus distintas formas de reaccionar frente a choques de demanda y de precios del petróleo es altamente probable que el ajuste no sea el mismo para todas las categorías de producto del IPC.

Una limitación del modelo es no contar con una mayor cantidad de variables específicas a categorías de producto. Si fuera posible contar con estas variables se podría hacer una caracterización más minuciosa de la formación de precios de la economía, lo cual podría generar buenos *insights* acerca de que depende la respuesta de los precios de las categorías de producto a los choques cambiarios en relación a sus características.

En relación a la posición del TCR, se obtiene que las presiones a apreciación o depreciación de esta variable, tienen incidencia en la magnitud relativa de la reducción de la inflación con respecto a la magnitud de la reducción del deslizamiento. En este sentido, se puede extender este análisis mediante un análisis más fundamentado de la sostenibilidad de la cuenta corriente o de relaciones de largo plazo entre series macroeconómicas para identificar episodios de sobre o subvaloración del TCR.

## 6. Conclusiones

Este estudio tuvo como objetivo analizar la incidencia de la política de reducción de la tasa de deslizamiento cambiario sobre la tasa de inflación. En este documento se encuentra que la reducción del deslizamiento cambiario es una herramienta eficaz para reducir la inflación al menos en los siguientes 12 meses después del anuncio de una reducción del deslizamiento. No obstante, durante estos eventos se encuentra evidencia que hay que tomar en consideración también otras variables, por ejemplo, la brecha del producto y el precio del petróleo.

Mediante el estudio de los casos de la reducción del deslizamiento se en-

cuentra que una brecha del producto positiva disminuye la probabilidad de que la inflación, y la tasa de reducción del deslizamiento, tengan la misma dirección. Esto puede deberse a que una brecha positiva de demanda lleva a mayores presiones de gasto lo que también lleva a mayores presiones de inflación. Otra explicación relacionada es que la brecha de producto positiva genera presiones hacia una apreciación del TCR, lo que reduciría el ajuste de precios vía reducción del deslizamiento cambiario.

Por otro lado, un incremento del precio del petróleo y de los alimentos, en general, llevaría a un empeoramiento de los términos de intercambio lo que derivaría en presiones de depreciación del TCR, ante esto habría mayores presiones de ajuste de precios relativos lo que favorecería a que la inflación se viera reducida.

Ante esto, se realizaron cálculos de *test* de medias y regresiones con datos de panel por categorías, para comprobar la hipótesis de que la reducción del deslizamiento lleva a una menor tasa inflacionaria para cada uno de los casos. Los resultados indican que las reducciones de los años 1993 y 1999 tuvieron en general protagonismo a la hora de reducir la inflación, aunque es necesario decir que éstas reducciones del deslizamiento han sido las de mayor magnitud. En cuanto a la reducción del deslizamiento de 2004, se encuentra que ésta ha reducido la inflación—al menos la subyacente. Este resultado es consistente al evaluar los cambios en la inflación interanual condicional en los precios del petróleo.

En relación a la reducción del deslizamiento de 2019, los resultados obtenidos a través de datos de panel muestran que la reducción del deslizamiento ha sido efectiva en reducir la inflación promedio hasta junio de 2020. Esto a pesar de que la inflación interanual aumentó debido a choques idiosincráticos de algunas categorías del IPC, especialmente de la categoría de bebidas alcohólicas y tabaco. Este resultado es condicional y robusto a la introducción de la brecha de producto como variable de presión de demanda, y ante el choque de caída del precio del petróleo durante estos meses.

## Referencias

Baum, C. F., Schaffer, M. E. & Stillman, S. (2003), 'Instrumental variables and gmm: Estimation and testing'.

URL: <https://www.stata.com/meeting/9uk/IVGMM3316.pdf>

- BCN (2013), 'Política monetaria en nicaragua: Logros y retos. seminario de política monetaria y estabilidad financiera'.
- BCN (2019), 'Bcn establece la tasa de deslizamiento del tipo de cambio del córdoba con respecto al dólar en 3 por ciento anual'.
- Borensztein, E. & De Gregorio, J. (1999), 'Devaluation and inflation after currency crises', *International Monetary Fund* .
- Brooks, C. (2019), *Introductory econometrics for finance*, Cambridge university press.
- Clevy, J. F. C. et al. (2011), 'Operatoria de política monetaria y regulación macroprudencial', *Boletín* **57**(3), 117.
- Conrado, N. & Rojas, J. (2003), 'Propuesta de reducción de la tasa de deslizamiento a 5 por ciento anual', *Documento de trabajo del Banco Central de Nicaragua* .
- Goldfajn, I. & Valdes, R. O. (1999), 'The aftermath of appreciations', *The Quarterly Journal of Economics* **114**(1), 229–262.
- Hurlin, C. (2013), 'Chapter 6: Endogeneity and instrumental variables (iv estimator)'.  
**URL:** [https://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/Chapter6\\_I.pdf](https://www.univ-orleans.fr/deg/masters/ESA/CH/Chapter6_I.pdf)
- IHS (2017), *Eviews Guide II*, first edn, IHS Markit, chapter Pooled Times Series, Cross-Section Data.
- Jahan, S. et al. (2013), '¿qué es la brecha de producto?', *Finanzas y Desarrollo* .
- Reyes, O. et al. (1999), 'Reducción del deslizamiento cambiario: una propuesta para disminuir la inflación', *Documento de trabajo del Banco Central de Nicaragua* .
- Rodríguez & Urcuyo, R. (2003), 'Los determinantes de largo y corto plazo del tipo de cambio real en nicaragua', *Boletín Trimestral. Vol. V, No 2. Banco Central de Nicaragua* .
- Tremínio, J. C. (2014), 'Factores macroeconómicos que afectan el traspaso cambiario a precios', *Documento de Trabajo DT-048, Banco Central de Nicaragua* **1**.
- Wooldridge, J. M. (2016), *Introductory econometrics: A modern approach*, Nelson Education.

## A. Anexos

TABLA A1: Correlación de orden 1 por evento de reducción del deslizamiento cambiario

| <i>Hipótesis nula: No hay autocorrelación de los residuos de orden 1</i> |       |        |       |       |
|--|-------|--------|-------|-------|
| Estadístico  | 1993  | 1999   | 2004  | 2019  |
| Valor p  | 0.000 | 0.3429 | 0.000 | 0.201 |

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A2: Prueba de correlación de orden 1

| <i>Hipótesis nula: No hay autocorrelación de los residuos de orden 1</i> |           |       |          |
|--|-----------|-------|----------|
| Estadístico  | agrupados | efect | efecttcr |
| Valor p  | 0.000     | 0.544 | 0.000    |

Fuente: cálculos propios.

TABLA A3: Endogeneidad por brecha del producto en reducción del deslizamiento cambiario

| <i>Hipótesis nula: Ausencia de endogeneidad</i> |      |       |       |       |
|---|------|-------|-------|-------|
| Estadístico                                     | 1993 | 1999  | 2004  | 2019  |
| Valor p   | na   | 0.434 | 0.000 | 0.606 |

Fuente: Elaboración propia.

TABLA A4: Comparación estimadores GMM

| Variable dependiente: DeltaInf |             |                   |                   |
|--------------------------------|-------------|-------------------|-------------------|
| Evento                         | Variables   | Sin IV            | Con IV            |
| 2004                           | Devaluación | 1.767<br>(0.175)  | 1.667<br>(0.079)  |
|                                | Gap         | 0.706<br>(0.206)  | 0.558<br>(0.108)  |
| Variable dependiente: efect    |             |                   |                   |
| Agrupado                       | Brecha TCR  | 0.441<br>(0.096)  | 0.679<br>(0.130)  |
| Variable dependiente: efect    |             |                   |                   |
| Agrupado                       | Gape        | 0.713<br>(0.045)  | 0.822<br>(0.049)  |
|                                | DeltaOile   | 0.014<br>(0.002)  | 0.018<br>(0.002)  |
|                                | DeltaPae    | -0.184<br>(0.011) | -0.171<br>(0.014) |

Nota:—Errores estándar en paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

