

Ensayos Económicos

Valuación de la prima cambiaria bajo tipo de cambio flexible: el caso de Sudáfrica

Martín Grandes, Marcel Peter y Nicolas Pinaud

Revaluando el impacto del desarrollo financiero sobre el crecimiento económico y sus fuentes

Marcelo Dabós y Tomás Williams

Sustituibilidad bruta de activos financieros: efectos sobre la política monetaria

Andrés Schneider

La bancarización y los determinantes de la disponibilidad de servicios bancarios en Argentina

Alejandra Anastasi, Emilio Blanco, Pedro Elosegui y Máximo Sangiácomo

60

Octubre - Diciembre de 2010



ie | BCRA
INVESTIGACIONES ECONÓMICAS

Valuación de la prima cambiaria bajo tipo de cambio flexible: el caso de Sudáfrica*

Martín Grandes

Pontificia Universidad Católica Argentina

Marcel Peter

Banco Nacional de Suiza

Nicolas Pinaud

Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico

Resumen

La prima cambiaria es uno de los tres componentes del diferencial entre las tasas de interés locales e internacionales. Las economías emergentes como Sudáfrica suelen enfrentar diferenciales de tasa de interés positivos, es decir, un costo más alto de capital que el de las economías desarrolladas. El objetivo de este documento es identificar los determinantes de la prima cambiaria entre el rand de Sudáfrica y el dólar de Estados Unidos. Utilizando datos mensuales del período 1997-2008, realizamos un análisis econométrico de los determinantes de las primas cambiarias a un mes y a un año. Nuestros hallazgos indican que las primas cambiarias de ambos horizontes son impulsadas por movimientos de largo plazo en el diferencial de inflación esperada entre Sudáfrica y Estados Unidos, por la aversión al riesgo como *proxy* del precio del riesgo cambiario del rand y por la volatilidad del tipo de cambio del rand como indicador de la cantidad de ese riesgo. Los desalineamientos en el tipo de cambio real multilateral o el tipo de cambio bilateral rand-dólar estadounidense arrojan resultados mixtos

* Una versión anterior de este estudio fue publicada como Documento de Trabajo N° 230 de la OCDE con el título de "The Currency Premium and Local-Currency Denominated Debt Costs in South Africa". Los autores desean agradecerle a Colm Foy, Hans Genberg, Ulrich Hiemenz, John Muellbauer, Helmut Reisen, Luca Ricci, los participantes de los seminarios o reuniones de la OCDE, UN-WIDER, la Bolsa de Títulos de Sudáfrica, el Banco Central de la República Argentina y el Banco Nacional de Suiza por sus valiosos comentarios y sugerencias. Las opiniones vertidas en este trabajo son de los autores y no se corresponden necesariamente con las del BCRA o sus autoridades. Emails: martin_grandes@uca.edu.ar.

en términos de su impacto y significatividad estadística en ambas primas cambiarias. En general, los estimadores de los parámetros son estables y robustos a variaciones de la muestra.

Clasificación JEL: F31, F34, G12, G15.

Palabras clave: prima cambiaria, determinantes empíricos, Sudáfrica.

Pricing the Currency Premium under Flexible Exchange Rates: Evidence from South Africa

Martin Grandes

Pontifical Catholic University of Argentina

Marcel Peter

Swiss National Bank

Nicolas Pinaud

Organisation for Economic Co-operation and Development

Summary

The currency premium is one of the three components of the differential between local and foreign interest rates. Emerging economies such as South Africa typically face positive interest rate differentials, i.e., a higher cost of capital than developed economies. In this paper we aim at identifying the determinants of the South African rand-U.S. dollar currency premium. Using monthly data over the period 1997-2008, we carry out an empirical analysis of the determinants of the 1-month and 1-year currency premium. We find that the currency premium at both horizons are driven by long-run movements in the expected inflation differential between South Africa and the U.S., risk aversion as a proxy for the price of rand exchange risk, and the volatility of the rand exchange rate as an indicator of the quantity of that risk. Misalignments in the real effective or rand-U.S. dollar bilateral exchange rates display mixed results in terms of their impact and statistical significance on both currency premium. Our parameter estimators overall are stable and robust to sample variations.

JEL: F31, F34, G12, G15.

Key words: currency premium, empirical determinants, South Africa.

I. Introducción

El diferencial total de tasas de interés es una variable crucial para las economías emergentes. En general, cuanto menor es el nivel de desarrollo de un país, mayor es este diferencial y, por lo tanto, el costo del capital. Además, tal como señalan Schmukler y Servén (2002, p. 367): “los diferenciales de tasa de interés de los mercados emergentes varían considerablemente con el tiempo. En particular, suelen subir de manera abrupta durante períodos de turbulencias financieras locales e internacionales. Los diferenciales más bajos se traducen, a menudo, en menores costos de endeudamiento para los sectores público y privado y, a igualdad de las restantes condiciones, generan un crecimiento más alto”.

En términos analíticos, el diferencial total de tasas de interés entre las tasas de interés locales e internacionales puede descomponerse en una “prima cambiaria”, un “*spread* por riesgo de crédito” y una “prima de jurisdicción”. Cuando el prestatario en cuestión es el gobierno, al *spread* por riesgo de crédito suele llamárselo “*spread* soberano” y refleja mayormente el “riesgo soberano”. La suma del *spread* soberano y la prima de jurisdicción suele recibir el nombre de “prima riesgo país” o simplemente “riesgo país”.

Si bien la prima de riesgo país y la prima de jurisdicción han sido objeto de una amplia investigación empírica, la prima cambiaria ha recibido menos atención empírica, en especial en el contexto de los mercados emergentes. A nuestro entender, uno de los únicos estudios sobre los determinantes de la prima cambiaria en los mercados emergentes es el de Schmukler y Servén (2002). Por otro lado, tal como queda documentado en Frankel y Poonawala (2010, p. 586), es escasa y reciente la literatura sobre mercados cambiarios eficientes aplicada a las economías emergentes, es decir, son pocas las pruebas empíricas del *forward puzzle* en estas economías (vea también Wesso (1999) si desea evidencia para Sudáfrica). La principal razón es la falta de mercados a término (*forward*).

Sin embargo, Schmukler y Servén (2002) estudian los casos de Hong Kong y Argentina durante un período relativamente breve antes del colapso del régimen de caja de conversión (convertibilidad) en este último país (1998-2001), pero poco se sabe sobre los determinantes de la prima cambiaria en una economía emergente con un régimen de tipo de cambio flotante. En marcado contraste con la escasa evidencia sobre estos determinantes, hay abundante literatura empírica sobre los

determinantes y demás características de la prima de riesgo país.¹ Algunos trabajos investigan también los vínculos y las interacciones entre el riesgo país y la prima cambiaria.² El grado en el que la prima de jurisdicción es igual a cero ha sido utilizado por muchos estudios para evaluar el nivel de movilidad internacional de los capitales.³ En este contexto, Obstfeld (1993) ha demostrado que los estudios que miden la movilidad internacional de los capitales probando si el diferencial cubierto de tasa de interés entre los diferentes países es igual a cero son, de hecho, equivalentes a las pruebas de si la prima de jurisdicción es igual a cero.⁴

En este documento utilizamos técnicas de series de tiempo para identificar los determinantes empíricos de la prima cambiaria del rand de Sudáfrica (ZAR) respecto del dólar de Estados Unidos (USD). El análisis se basa en datos mensuales para el período enero de 1997-diciembre de 2008, un horizonte de tiempo que incluye dos episodios de crisis cambiarias (1998 y 2001) y parte de la última crisis financiera global (2007-2008), caracterizada por altas tasas de interés (nominal y real). Primero descomponemos el diferencial de tasa de interés ZAR-USD en prima cambiaria y prima de riesgo país y mostramos que la prima cambiaria ha sido en verdad el componente dominante durante el período de la muestra, en especial, en el extremo corto de la curva de diferenciales de tasa de interés. Luego analizamos los determinantes de las primas cambiarias ZAR-USD a 1 mes y a 1 año.

Realizamos un aporte a la literatura sobre la valuación de la prima cambiaria en los mercados emergentes (vea Schmukler y Serven, 2002; o Frankel y Poonawala, 2010) al menos de tres maneras. Primero ofrecemos evidencia de cómo se determina el precio de la prima cambiaria en una economía emergente grande que adoptó un régimen de tipo de cambio flexible junto con un régimen de metas de inflación para la mayor parte del período en estudio y cuya moneda cotiza internacionalmente.⁵ Sudáfrica es apto como estudio de caso porque tiene un mercado

¹ Ejemplos son Edwards (1984), Edwards (1986), Cline y Barnes (1997), Eichengreen y Mody (1998), Kamin y Von Kleist (1999), Arora y Cerisola (2001), Ferrucci (2003), Durbin y Ng (2005), Diaz Weigel y Gemmil (2006), Uribe y Yue (2006), y Grandes (2007).

² Vea Domowitz, Glen y Madhavan (1998), Powell y Sturzenegger (2003), y Lowenkron y Garcia (2005).

³ Vea, por ejemplo, Dooley e Isard (1980), y Obstfeld (1993).

⁴ Vea Obstfeld (1993), p. 6. Ejemplos de estas investigaciones empíricas son las de Giavazzi y Pagano (1988), Frankel (1991), Frankel (1992), y Kumhof (2001).

⁵ Calvo y Reinhart (2002) demuestran que Sudáfrica no había sido reacia a intervenir para estabilizar su tipo de cambio, exhibiendo por lo tanto una mayor volatilidad de sus tasas de interés y reservas en divisas que los países flotadores de "referencia" (como Estados Unidos o la Unión Monetaria Europea). Sin embargo, en

de capitales bastante desarrollado en su moneda local (el rand –ZAR–) y porque, desde hace largo tiempo, es una de las pocas economías emergentes que ha evitado el llamado problema del “Pecado Original”, es decir, la incapacidad para endeudarse en moneda local con largos vencimientos, a tasas fijas, tanto en el país como en el exterior (vea Eichengreen y Hausmann, 1999; y Hausmann, Panizza y Stein, 2001). En consecuencia, se dispone de datos suficientes sobre una amplia variedad de instrumentos financieros denominados en moneda local y extranjera. En segundo lugar, en el análisis controlamos por el diferencial de inflación esperada entre Sudáfrica y Estados Unidos, un determinante potencial importante ignorado por Schmukler y Servén (2002), quizás debido a que su muestra era pequeña o al hecho de que las tasas de inflación de Argentina y Hong Kong estaban fuertemente alineadas con la inflación de Estados Unidos en virtud del régimen cambiario de caja de conversión. Tercero, podemos separar empíricamente los efectos de precio y cantidad de la aversión al riesgo cambiario sobre la prima cambiaria en ambos horizontes.

Los principales hallazgos de este estudio indican que, durante el período 1997-2008, las primas cambiarias ZAR/USD a 1 mes y 1 año fueron impulsadas por movimientos de largo plazo del diferencial de inflación esperada entre Sudáfrica y Estados Unidos, por la aversión al riesgo (aproximada por el precio del riesgo cambiario del rand) y por la volatilidad esperada del tipo de cambio ZAR/USD (que mide la cantidad de riesgo cambiario del rand). Hay evidencia mixta respecto de los efectos significativos de los desalineamientos del tipo de cambio real en la prima cambiaria, dependiendo de la especificación del modelo y del indicador de desalineamiento considerado.

Este documento está organizado de la siguiente manera. La Sección II ofrece el marco analítico que define a la prima cambiaria e identifica sus determinantes teóricos más importantes. En la Sección III se operacionalizan los determinantes teóricos y se analiza su impacto esperado. La Sección IV introduce la metodología econométrica, informa el resultado de las regresiones y comenta los resultados. La Sección V incluye las conclusiones.

comparación con otros países en desarrollo con regímenes “flexibles”, Sudáfrica puede ser considerado, quizás, como el más cercano a una flotación pura, en especial a la luz de la última revaluación (nominal y real) fuerte del rand (2002-2007). En realidad, la moneda viene flotando sin intervención desde la adopción del régimen de metas de inflación en febrero de 2000, con excepción de las compras de divisas para cerrar la Posición a Término Abierta Neta del Banco Central y luego para acumular reservas.

II. Marco analítico

II.1. Descomponiendo la prima cambiaria del diferencial total de tasas de interés

El diferencial nominal total de tasas de interés entre una economía emergente y un país de referencia libre de riesgo (*default*) (en general, los Estados Unidos) puede desagregarse en una prima cambiaria, una prima de jurisdicción y un *spread* de crédito. Trabajamos con diferenciales de tasas de interés nominales, tal como lo hicieran, por ejemplo, Schmukler y Servén (2002) o Domowitz *et al.* (1998), en lugar de diferenciales de tasas reales, como lo hiciera, por ejemplo, Frankel (1992), porque nuestro marco depende de argumentos de arbitraje y estos argumentos funcionan con retornos nominales más que reales.⁶ Desde una óptica formal, para un activo denominado en moneda local, el diferencial de tasa de interés con respecto a un activo libre de riesgo (las referencias típicas son los bonos del Tesoro norteamericano denominados en dólares) puede descomponerse de la siguiente manera:

$$\underbrace{(i_{t,k} - {}^f i_{t,k}^{*rf})}_{\text{Diferencial total de tasas de interés}} = \underbrace{(i_{t,k} - i_{t,k}^{*})}_{\text{Prima cambiaria}} + \underbrace{(i_{t,k}^{*} - \text{int } i_{t,k}^{*})}_{\text{Prima de jurisdicción (doméstica-internacional)}} + \underbrace{(\text{int } i_{t,k}^{*} - {}^f i_{t,k}^{*})}_{\text{Prima de jurisdicción (extranjera-internacional)}} + \underbrace{({}^f i_{t,k}^{*} - {}^f i_{t,k}^{*rf})}_{\text{Spread de riesgo de crédito}}, \quad (1)$$

} Prima de jurisdicción premium

} Prima riesgo país (si el gobierno es el prestario)

donde:

- $i_{t,k} = \ln(1+R_{t,k})$, donde $R_{t,k}$ denota el rendimiento anualizado en el período t y con vencimiento k de un bono denominado en moneda local emitido por el deudor X en el país de origen;

⁶ Frankel (1989), p. 13, señala: "Un inversor internacional, al decidir los activos de qué país va a comprar, no compara las tasas de interés reales de esos países, es decir, las tasas de interés de cada uno expresadas en términos del poder adquisitivo esperado sobre los bienes de esos países. Cuando el inversor desea evaluar los activos en términos del poder adquisitivo, todos los activos serán evaluados en términos de la misma canasta de consumo, es decir, la propia. Entonces, la tasa de inflación esperada se deja de lado de los diferenciales de las tasas de retorno esperadas entre los activos".

- $i_{t,k}^* = \ln(1+R_{t,k}^*)$, donde $R_{t,k}^*$ denota el rendimiento anualizado en el período t y con vencimiento k de un bono denominado en moneda extranjera (denotado por el superíndice “*”) emitido por el mismo deudor X (es decir, que tienen el mismo riesgo de *default*) en el país de origen;
- $^{int}i_{t,k}^* = \ln(1+^{int}R_{t,k}^*)$, donde $^{int}R_{t,k}^*$ denota el rendimiento anualizado en el período t y con vencimiento k de un bono denominado en moneda extranjera emitido por el deudor X en el mercado financiero internacional (superíndice “*int*”), por ejemplo, Luxemburgo;
- $^fi_{t,k}^* = \ln(1+^fR_{t,k}^*)$, donde $^fR_{t,k}^*$ denota el rendimiento anualizado en el período t y con vencimiento k de un bono denominado en moneda extranjera emitido por el deudor X en el mercado financiero del deudor extranjero libre de riesgo (superíndice “*f*”), por ejemplo, Estados Unidos;
- $^{f*rf}i_{t,k}^* = \ln(1+^{f*rf}R_{t,k}^*)$, donde $^{f*rf}R_{t,k}^*$ denota el rendimiento anualizado en el período t y con vencimiento k de un bono denominado en moneda extranjera emitido por el deudor extranjero libre de riesgo de referencia (superíndice “*rf*”) —en general los papeles del Tesoro de Estados Unidos— en su propio mercado financiero.

La prima cambiaria considera el mismo emisor y la misma jurisdicción; sólo las dos monedas son diferentes. Refleja la depreciación o devaluación esperada de la moneda doméstica, más una prima de riesgo: la prima de riesgo cambiaria (o *currency risk premium* en inglés). La Sección II.3 analiza en detalle los determinantes de la prima cambiaria.

Por último, en la literatura, la suma de la prima de riesgo soberano y la prima de jurisdicción suele denominarse prima de riesgo país o simplemente riesgo país (por ejemplo, Schmukler y Servén, 2002; Domowitz *et al.*, 1998; y Frankel, 1992).⁷

⁷ Los estudios acerca de los determinantes de los *spreads* (de crédito/bono/deuda soberano) de los mercados emergentes (por ej., Uribe y Yue, 2006; Mauro, Sussman y Yafeh, 2002; Arora y Cerisola, 2001; Eichengreen y Mody, 1998; Grandes, 2007) están, en verdad, analizando la suma del *spread* soberano y la prima de la jurisdicción extranjera-internacional en lugar del *spread* soberano solamente. Esto se debe a que utilizamos los *spreads* del índice EMBI de JP Morgan o, de forma similar, calculamos los *spreads* como la diferencia en rendimientos entre los Eurobonos de las economías emergentes y la curva de rendimiento de los papeles del Tesoro de EE.UU. El uso de Eurobonos, emitidos en el mercado internacional, implica que los *spreads* calculados no aíslan de manera completa el *spread* (de crédito) soberano.

II.2. Midiendo la prima cambiaria: paridad cubierta de tasas de interés

En esencia, la prima cambiaria puede medirse de dos maneras. Por definición, la primera es mediante el diferencial de tasas de interés –o rendimiento– ($i_{t,k} - i_{t,k}^*$), indicado en la ecuación (1). La segunda es mediante la prima a término (o descuento a término), que es igual a la prima cambiaria en virtud de la paridad cubierta de tasas de interés. Optamos por el segundo método porque los tipos de cambio a término de ZAR son fácilmente accesibles en bases de datos como Datastream; en cambio, sería mucho más difícil identificar las dos tasas de interés apropiadas, como explicamos a continuación.

La condición de paridad cubierta de tasas de interés (CIP, por sus siglas en inglés) establece que, en equilibrio, el diferencial de tasas de interés entre dos activos que son idénticos en todos los sentidos (es decir, el mismo vencimiento, el mismo emisor, la misma jurisdicción, etc.) excepto en su moneda de denominación debería ser igual a la prima (o descuento) a término $fd_{t,k}$.⁸ En términos formales, esta condición de no arbitraje es:

$$(i_{t,k} - i_{t,k}^*) = fd_{t,k}, \quad (2)$$

donde i e i^* son tal como se las define en (1), $fd_{t,k} = (1/k)\ln(F_{t,t+k}/S_t)$, $F_{t,t+k}$ es el tipo de cambio a término (*forward*) para el período k ⁹ vigente en el período t , y S_t es el tipo de cambio *spot* en idéntico período, ambos expresados en número de unidades de moneda local por unidad de moneda extranjera.

La validez empírica de la condición CIP implica que la prima a término $fd_{t,k}$ es un indicador apropiado de la prima cambiaria. La evidencia empírica existente sugiere que, por lo general, se cumple la condición CIP si las pruebas se elaboran de manera apropiada.¹⁰ El desafío clave de cualquier prueba empírica radica en encontrar dos activos que sean idénticos en todos los sentidos excepto en su moneda de denominación o, tal como dicen Frenkel y Levich (1975, p.337), “las desviaciones empíricas de la paridad de tasas de interés [...] pueden ser el resultado de analizar un par equivocado [de activos] y, de ese modo, violar el criterio de comparabilidad”. A la luz de estas dificultades, nuestra estrategia

⁸ Veá Frenkel y Levich (1975), pp. 325-326.

⁹ k se expresa en años.

¹⁰ Veá, por ej., Isard (2006), Taylor (1989), Herring y Marson (1976), Frenkel y Levich (1975).

consiste en no tratar de encontrar el par apropiado de tasas de interés (rendimientos) para construir la prima cambiaria ($i_{t,k} - i_{t,k}^*$) y trabajar, en cambio, con la prima a término $fd_{t,k}$, dado que –en virtud de la condición CIP empíricamente validada– sabemos que es igual.

II.3. Identificando los determinantes de la prima cambiaria

Derivamos los determinantes empíricos de la prima cambiaria de la condición de paridad descubierta de tasas de interés (UIP, por sus siglas en inglés), a la que ajustamos con una prima de riesgo variable en el tiempo. También suponemos que la paridad del poder adquisitivo (PPA) relativa se mantiene a un plazo más largo pero permitimos desviaciones de la PPA a corto plazo.

La condición UIP establece que, en equilibrio y con inversores neutrales al riesgo, la especulación debería asegurar que el diferencial de tasas de interés entre dos activos idénticos en todos los aspectos excepto por su moneda de denominación deberían ser iguales a la depreciación (o apreciación) esperada de la moneda local:

$$(i_{t,k} - i_{t,k}^*) = \Delta s_{t,k}^e, \quad (3)$$

donde i e i^* son tal como se definen en (1) y $\Delta s_{t,k}^e = (1/k) \cdot \ln[E_t(S_{t+k})/S_t]$.

Sin embargo, la extensiva investigación empírica con una amplia variedad de modelos ha revelado que, en la práctica, la condición UIP no se cumple.¹¹ Este hallazgo es el célebre (o tristemente célebre) enigma de la prima a término (*forward premium puzzle*). De acuerdo con Isard (2006), la literatura ofrece tres explicaciones diferentes para este enigma. La primera –la existencia de una prima de riesgo– rechaza la condición UIP pero no el supuesto de expectativas racionales. La segunda no requiere el rechazo de la condición UIP ni de las expectativas racionales e incluye explicaciones como el “problema del peso”, el sesgo de simultaneidad, la información incompleta con aprendizaje racional, las profecías autocumplidas o burbujas racionales, y las fricciones del mercado. La tercera abandona la presunción de que los participantes del mercado son plenamente racionales. En este sentido, estudios empíricos recientes apuntan sobre todo a las expectativas hete-

¹¹ Si desea conocer estudios de esta literatura, vea Hodrick (1987), Froot y Thaler (1990), Lewis (1995), y Engel (1996). Específicamente para Sudáfrica, vea Wesso (1999).

rogéneas para explicar el enigma de la prima a término (Sarno y Taylor, 2002, capítulos 2 y 9). Los modelos con expectativas heterogéneas combinadas con una prima de riesgo dentro de un marco de microestructura de mercados parecerían ser la salida más promisoría para la futura investigación sobre el enigma de la prima a término.¹²

Si bien ningún modelo de prima de riesgo con indicadores razonables de aversión al riesgo ha podido generar todavía la variabilidad en las primas de riesgo (realizadas *ex post*) que se observa en los datos, adoptamos la explicación de la prima de riesgo porque la presencia de una prima de riesgo cambiaria (variable en el tiempo) sigue siendo la explicación más intuitiva del incumplimiento de la condición UIP. Si hay aversión al riesgo en los inversores, estos exigirán una compensación por el riesgo de variaciones (inesperadas) del tipo de cambio para que la tenencia de activos denominados en moneda doméstica y de activos denominados en divisas expuestos a los riesgos de depreciación les resulte indiferente.¹³ Esta compensación adoptará la forma de una prima de riesgo cambiaria (variable en el tiempo), $\rho_{t,k}$, que sumamos a la condición UIP en la ecuación (3):

$$(i_{t,k} - i_{t,k}^*) = \Delta s_{t,k}^e + \rho_{t,k}. \quad (4)$$

Luego suponemos que los inversores forman sus expectativas sobre las variaciones del tipo de cambio nominal, $\Delta s_{t,k}^e$, sobre la base de la PPA relativa pero también permitimos desviaciones de la PPA relativa (es decir, variaciones del tipo de cambio real) en el corto y mediano plazo, tal como lo hicieron Flood y Rose (1999):

$$\Delta s_{t,k}^e = \pi_{t,k}^e - \pi_{t,k}^{*e} + \Delta q_{t,k}^e, \quad (5)$$

donde $\pi_{t,k}^e = (1/k) \cdot \ln(P_{t+k}/P_t)$ es la tasa de inflación esperada en el país de origen, $\pi_{t,k}^{*e} = (1/k) \cdot \ln(P_{t+k}^*/P_t^*)$ es la tasa de inflación esperada en el país extranjero y $\Delta q_{t,k}^e = (1/k) \cdot \ln[E_t(q_{t+k})/q_t]$ es la desviación esperada del tipo de cambio nominal respecto de la PPA –es decir, la variación esperada del tipo de cambio real– dentro del horizonte de inversión k .

¹² Vea, también, por ejemplo, Carlson, Dahl y Osler (2008) o Sarantis (2006).

¹³ En los modelos de equilibrio general, por ejemplo, la prima de riesgo cambiaria surge de la combinación de aversión al riesgo y correlación del tipo de cambio con el consumo. En los modelos de precios flexibles, esto requiere la correlación de *shocks* monetarios y de oferta sobre el producto. En los modelos de precios rígidos, la correlación surge endógenamente porque los *shocks* monetarios provocan un cambio en el producto y el consumo (vea, por ejemplo, Obstfeld y Rogoff, 1998; o Engel, 1999).

La ecuación de la prima cambiaria se obtiene sustituyendo la ecuación (5) en la (4) y la ecuación (4) en la (2), suponiendo expectativas racionales y un término de error ε_t : con $E(\varepsilon_t) = 0$

$$fd_{t,k} = (\pi_{t,k}^e - \pi_{t,k}^{*e}) + \Delta q_{t,k}^e + \rho_{t,k} + \varepsilon_t. \quad (6)$$

La prima cambiaria, medida por la prima a término, en el período t y con vencimiento k , es determinada por: (i) la diferencia en la inflación esperada entre el país de origen y el país de la moneda extranjera, (ii) la tasa esperada de depreciación (o apreciación) real de la moneda doméstica y (iii) la prima de riesgo cambiaria, todas dentro del mismo horizonte k .

III. Datos y operacionalización de los determinantes

En esta sección analizamos primero la elección y las principales características de la variable a la izquierda de la ecuación (6), la prima cambiaria. Luego, explicamos cómo se operacionaliza el lado derecho de la ecuación (6) (es decir, cómo se identifican las contrapartes observables, o *proxies*, de las variables del lado derecho). Por último, se incluye una breve descripción de la muestra y las fuentes de los datos. El Anexo A proporciona una descripción detallada de los datos utilizados.

III.1. La prima cambiaria

Analizaremos la prima cambiaria a 1 mes (CP1M) y la prima cambiaria a 1 año (CP1Y) del rand sudafricano contra el dólar de EE.UU., esencialmente por dos razones. La primera es la disponibilidad de los datos. Por los motivos explicados en la Sección II.2, medimos la prima cambiaria con la prima a término. Datastream, nuestra principal fuente de datos, contiene tipos de cambio a término del rand (ZAR) a 1, 2, 3, 6 y 12 meses y a 2 y 5 años contra el dólar de EE.UU. (USD), la libra esterlina británica (GBP) y el euro (EUR). Sin embargo, los tipos de cambio a término a 2 y 5 años sólo están disponibles desde fines de marzo de 2004 y, para el euro, los restantes vencimientos sólo están disponibles a partir de 1999 en adelante. Las series de tiempo más largas disponibles son los tipos de cambio a término del ZAR a 1, 2, 3, 6 y 12 meses contra el USD y la GBP, a partir del 31 de diciembre de 1996. Al comparar las primas cambiarias ZAR/USD en estos 5 horizontes con las primas cambiarias ZAR/GBP correspondientes, nos

dimos cuenta de que las primas asociadas al USD fueron más elevadas –alrededor de un 20% más altas– que las primas asociadas a la GBP en promedio durante el período diciembre 1996 - abril 2006. Como resultado, decidimos investigar la prima cambiaria del ZAR contra el USD, y hacerlo en los dos extremos del espectro de 1 a 12 meses.

La segunda razón de la utilización de las primas cambiarias a 1 mes y 1 año es su importancia en el extremo corto de la curva de diferenciales totales de tasa de interés (Tabla 1). Desde el inicio de la disponibilidad de los datos, el componente de la prima cambiaria ha sido el más relevante en el extremo corto de la curva de diferenciales totales de tasa de interés. En el vencimiento a 1 año (constante), por ejemplo, representó en promedio el 86% del diferencial total de tasas de interés.¹⁴ A medida que se prolonga el vencimiento, la importancia de la prima cambiaria declina en relación con la prima riesgo país.

El Gráfico 1 muestra algunas características adicionales interesantes de las primas cambiarias en cuatro vencimientos diferentes. Primero, han sido consistentemente positivas en todos los vencimientos. Segundo, las primas cambiarias a 1 mes y 1 año fueron mucho más altas en promedio (813 y 692 puntos básicos en promedio) que sus pares a más largo plazo (410 y 339 puntos básicos para las primas cambiarias con vencimiento en mayo de 2009 y junio de 2017, respectivamente). Tercero, las primas cambiarias a 1 mes y 1 año parecen haberse visto más afectadas que las primas a más largo plazo por las dos crisis del rand, ocurridas en mayo - agosto de 1998 y septiembre - diciembre del 2001.¹⁵ Por último, a diferencia de los hallazgos de Schmukler y Servén (2002) para la Argentina, la curva de las primas cambiarias de Sudáfrica registró una pendiente descendente la mayor parte del tiempo.

¹⁴ La muestra de la Tabla 1 se corta en abril de 2006 porque los datos de los eurobonos de Sudáfrica con vencimiento en 2017 no estuvieron disponibles para los autores y el eurobono sudafricano con vencimiento en 2009 fue rescatado.

¹⁵ Para una evaluación de las causas potenciales –que siguen siendo motivo de controversia– así como de las diferentes consecuencias de estas crisis en términos de desempeño económico en Sudáfrica, vea por ejemplo, Bhundia y Ricci (2005) o Aron y Muellbauer (2006).

Tabla 1 / Sudáfrica: descomposición del diferencial de tasas de interés (TID) contra los Estados Unidos en vencimientos diferentes (en puntos básicos)

Vencimiento constante a 1 año⁽¹⁾					
	Diferencial total de tasas de interés (TID)	Prima cambiaria	Prima de riesgo país		
			% del TID	% del TID	
Promedio Ene. 97 - Abr. 06	790	683	86	107	14
Promedio Abr. 00 - Abr. 06	688	615	89	73	11
Promedio Abr. 05 - Abr. 06	320	271	85	50	15
Para el bono soberano con vencimiento en mayo de 2009⁽²⁾					
	Diferencial total de tasas de interés (TID)	Prima cambiaria ⁽⁴⁾	Prima de riesgo país ⁽⁵⁾		
			% del TID	% del TID	
Promedio Ene. 97 - Abr. 06	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
Promedio Abr. 00 - Abr. 06	590	396	67	194	33
Promedio Abr. 05 - Abr. 06	322	247	77	75	23
Para el bono soberano con vencimiento en junio de 2017⁽³⁾					
	Diferencial total de tasas de interés (TID)	Prima cambiaria ⁽⁴⁾	Prima de riesgo país ⁽⁵⁾		
			% del TID	% del TID	
Promedio Ene. 97 - Abr. 06	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
Promedio Abr. 00 - Abr. 06	518	310	60	208	40
Promedio Abr. 05 - Abr. 06	320	229	71	91	29

Notas:

(1) Cálculo basado en la tasa de origen de descuento sudafricana a 12 meses, tasa de vencimiento constante del Tesoro norteamericano a 1 año y la prima a término a 1 año.

(2) Cálculo basado en los rendimientos al vencimiento de los siguientes bonos: interpolación lineal de REP. DE SUDÁFRICA 1994 9,50% con vencimiento el 15/07/07 (R177) y REP. DE SUDÁFRICA 1989 13% con vencimiento el 31/08/09-11 (R153), SUDÁFRICA 1999 9 1/8% con vencimiento el 19/05/09 (Eurobono en USD), e interpolación lineal de la NOTA DEL TESORO DE ESTADOS UNIDOS 5 5/8% con vencimiento el 15/05/08 y la NOTA DEL TESORO DE ESTADOS UNIDOS 6% con vencimiento el 15/08/09.

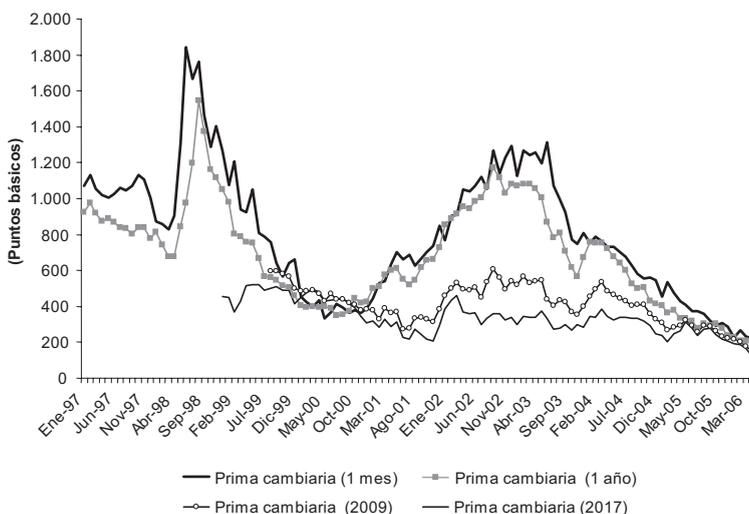
(3) Cálculo basado en los rendimientos al vencimiento de los siguientes bonos: interpolación lineal de REP. DE SUDÁFRICA 1991 13,5% con vencimiento el 15/09/14-16 (R157) y REP. DE SUDÁFRICA 1998 10,5% con vencimiento el 21/12/25-27 (R186), SUDÁFRICA 1997 8 1/2% con vencimiento el 23/06/17 (bono Yankee), e interpolación lineal del BONO DEL TESORO DE ESTADOS UNIDOS 8 3/4% con vencimiento el 15/05/17 y el BONO DEL TESORO DE ESTADOS UNIDOS 8 7/8% con vencimiento el 15/08/17.

(4) En términos estrictos, esta "prima cambiaria" es la suma de la prima cambiaria y la prima de jurisdicción doméstica-internacional (vea la Sección II.1), dadas las explicaciones de las notas (2) y (3).

(5) En términos estrictos, esta "prima riesgo país" es la suma de la prima de riesgo y la prima de jurisdicción doméstica-internacional (vea Sección II.1), dadas las explicaciones de las notas (2) y (3).

Fuente: Thomson Financial Datastream y cálculos de los autores.

Gráfico 1 / Sudáfrica: prima cambiaria con respecto al dólar norteamericano para cuatro plazos distintos (1997-2007)



Fuente: en base a datos de Thomson Financial Datastream.

III.2. Operacionalización de los determinantes

III.2.a. El diferencial de inflación esperada

Sobre la base de la conocida teoría de la PPA relativa, el diferencial entre las tasas de inflación esperadas de Sudáfrica y Estados Unidos debería ser un determinante de la variación esperada del tipo de cambio nominal entre sus dos monedas y, en consecuencia, de la prima cambiaria. Además, bajo regímenes de metas de inflación como los de Sudáfrica y Estados Unidos, las tasas de política monetaria se verán impulsadas principalmente por las expectativas de inflación y, por ese motivo, el impacto de la diferencia entre esas tasas de política en la prima cambiaria será controlado por el diferencial de inflación esperada dentro del horizonte relevante. Esperamos un signo positivo en el coeficiente del diferencial de inflación esperada (INFDIFFCPI) en las dos ecuaciones de prima cambiaria. Si la PPA relativa se mantuviera en los horizontes a 1 mes o 1 año analizados (es decir, si la depreciación o apreciación real esperada en ese horizonte de tiempo fuera cero), el coeficiente estimado del diferencial de inflación sería igual a 1.

El siguiente problema a resolver es encontrar indicadores de las expectativas de inflación $\pi_{t,k}^e$ y $\pi_{t,k}^{*e}$ que sean comparables, estén disponibles con la frecuencia deseada (mensualmente) y cubran el período que se está investigando. Siempre que exista un conjunto comparable de indicadores de expectativas de inflación entre los países, deberíamos construir dos indicadores del diferencial de inflación esperada (anualizada): uno para el horizonte de 1 mes y el otro para el horizonte de 1 año.

Buscamos primero los relevamientos de las expectativas de inflación en Sudáfrica y en Estados Unidos, que se publican aproximadamente para la misma fecha. Los *Consensus Forecasts* son pronósticos del IPC a un año y tienen frecuencia mensual. Sin embargo, estos datos están disponibles con una frecuencia mensual y para el período de nuestra muestra sólo para los Estados Unidos, no para Sudáfrica. Lamentablemente, otros relevamientos/índices de expectativas de inflación no son comparables entre los dos países.¹⁶

Dada la falta de indicadores comparables apropiados de las expectativas de inflación, nuestra estrategia consiste en suponer previsión perfecta, que constituye la segunda mejor opción dadas las limitaciones de comparabilidad antes mencionadas.¹⁷ Este supuesto parece ser relativamente inocuo para la inflación, en especial en un régimen de metas de inflación. Arora (2007) documenta que la precisión de los pronósticos de inflación del sector privado con una antelación de hasta

¹⁶ El otro relevamiento de expectativas de inflación (IPC) de Estados Unidos es realizado por la Universidad de Michigan y está disponible históricamente con una frecuencia mensual. Sin embargo, se trata de una encuesta al consumidor. Un tercer relevamiento de expectativas de inflación, el de la Reserva Federal de Filadelfia, se realiza consultando a los analistas financieros, economistas y otros expertos en negocios. Se publica con una frecuencia trimestral. En cuanto a Sudáfrica, el Banco de la Reserva de Sudáfrica (SARB) solía publicar un indicador de expectativas de inflación CPIX (en oposición a un IPC minorista) denominado "Business representatives: One year ahead" (código de encabezamiento KBP7118M), pero esta serie fue discontinuada en agosto de 2005. Sobre todo, este indicador no es comparable con el producido por la Universidad de Michigan porque este último se basa en los consumidores y cuantifica la inflación del IPC y no la inflación del CPIX. Tampoco es comparable con el relevamiento de la FED de Filadelfia, dado que este último se mide sobre una base trimestral. El relevamiento (trimestral) de los analistas de BER (Centro de Estudios de la Universidad de Stellenbosch) es el que más se aproxima al relevamiento de la FED de Filadelfia (ambos informan las expectativas de los analistas trimestralmente). El problema es que los dos relevamientos se publican cada tres meses, y nosotros estamos utilizando datos mensuales. Además, la serie de BER empieza en el año 2000, mientras que nuestra muestra comienza en enero de 1997.

¹⁷ Una tercera mejor alternativa consistiría en suponer expectativas "miopes", es decir, suponer sencillamente que el diferencial de inflación esperada el mes siguiente (el año siguiente) será igual al diferencial de inflación observado durante el mes anterior (el año anterior). Pero esto rara vez sería consistente con la teoría moderna de la inflación y con la evidencia empírica para Sudáfrica (vea Arora, 2007).

cuatro trimestres ha sido relativamente buena en Sudáfrica. Desde el 2003, la precisión incluso mejoró de manera notable. Suponer previsión perfecta implica que la tasa de inflación esperada en el período t con doce meses de anticipación será la tasa real de inflación observada en el período $t+12$. Bajo este supuesto, podemos construir un indicador del diferencial de inflación esperada para el año siguiente, $INFDIFFCPI1Y$, que se basa en los índices de Precios al Consumidor. De forma análoga, podemos computar un indicador de la tasa de inflación anualizada que se estima que prevalecerá en el mes siguiente, $INFDIFFCPI1M$. Tal como veremos más adelante, la serie de tiempo de $INFDIFFCPI1M$ es demasiado ruidosa y volátil, de manera tal que utilizaremos el adelanto de un mes de $INFDIFFCPI1Y$ como *proxy* para la tasa de inflación anualizada del mes siguiente. Todos los datos son tomados de *Datastream*. El Gráfico 2 muestra la serie de tiempo de ambos indicadores del diferencial de inflación, junto con los restantes determinantes potenciales que analizaremos en las próximas secciones de este documento.

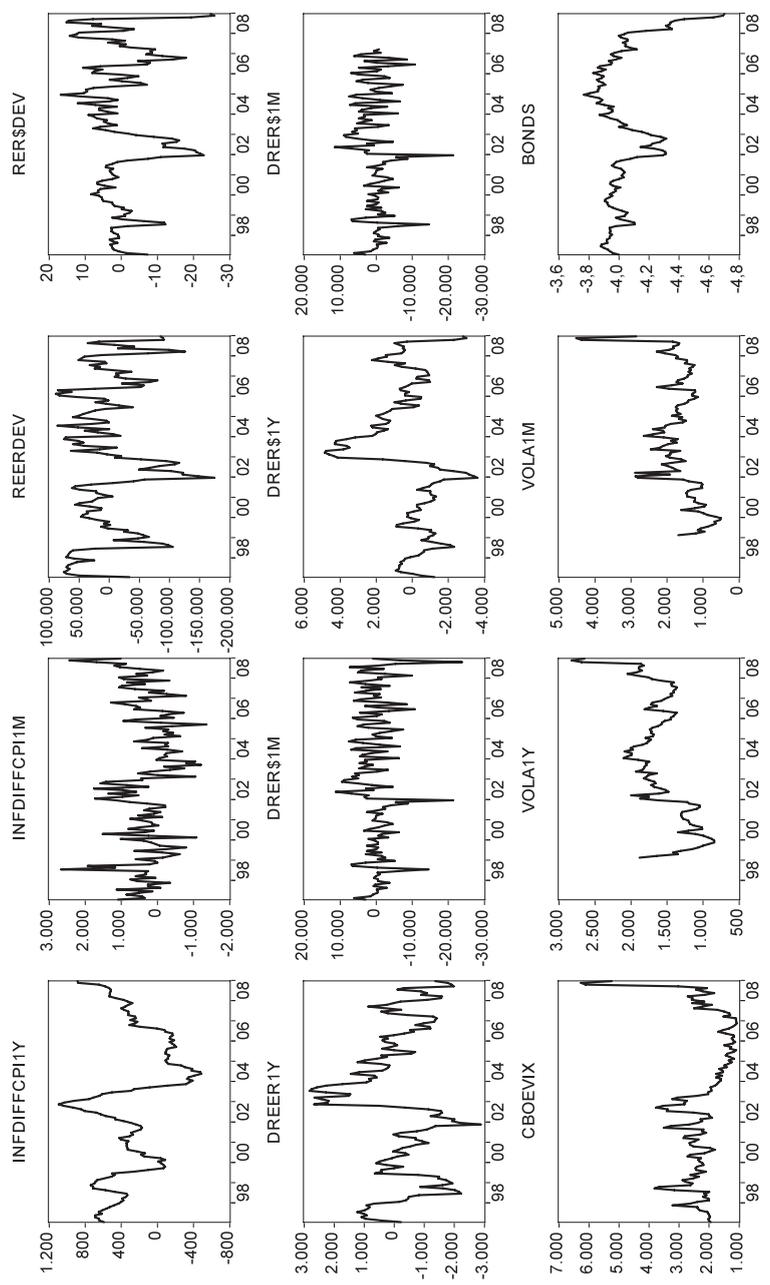
III.2.b. Depreciación real esperada

Utilizamos dos variables diferentes para aproximar las variaciones esperadas del tipo de cambio real o, dicho en términos sencillos, el desalineamiento del tipo de cambio real respecto a un valor de equilibrio: (i) la desviación del tipo de cambio real multilateral (REER) o del tipo de cambio real ZAR-USD (RER\$) de su respectiva tendencia de largo plazo, y (ii) la primera diferencia del tipo de cambio real multilateral o el tipo de cambio real ZAR-USD durante el horizonte relevante (un mes y un año), tal como se usa en Bhundia y Ricci (2005). Téngase en cuenta que la ponderación implícita del RER\$ en REER es de alrededor del 50% y su correlación simple en el período 1997-2008 es 54%. Utilizamos ambos indicadores del tipo de cambio real en nuestras regresiones por razones de robustez.

El desalineamiento del tipo de cambio real multilateral o del tipo de cambio real bilateral rand-dólar respecto de un “valor de equilibrio” es un indicador bien documentado de las variaciones del tipo de cambio futuro y podría, por lo tanto, ser útil para dar forma a las expectativas de depreciación/apreciación de la moneda.

Para construir los dos indicadores del desalineamiento del tipo de cambio real, obtenemos primero la serie del índice REER del Banco de la Reserva de Sudáfrica (SARB, código de encabezamiento KBP5367M). Luego, computamos el tipo de

Gráfico 2 / Determinantes potenciales de la prima cambiaria (ZAR/USD) de un mes y de un año (1997-2008)



Nota: todas las variables, excepto los bonos, está expresadas en puntos básicos.
 Fuente: Datastream, Bloomberg, OECD, South African Reserve Bank, Chicago Board Options Exchange, y cálculos de los autores.

cambio real bilateral ZAR-USD dividiendo el Índice de Precios al Consumidor de Sudáfrica (diciembre de 1996=100) por el producto del tipo de cambio nominal *spot* ZAR-USD y el Índice de Precios al Consumidor de Estados Unidos (diciembre de 1996=100). Un aumento del REER o del RER\$ significa una apreciación real de la moneda.

▪ *Desvío del tipo de cambio real multilateral respecto de su tendencia Hodrik-Prescott de largo plazo:*

Calculamos una aproximación del equilibrio REER y RER\$ aplicando el filtro de Hodrik-Prescott a las series REER y RER\$, determinando el parámetro de suavización apropiado ($\lambda=14400$) durante el período 1997-2008.¹⁸ El REER (RER\$) de “equilibrio” calculado se denomina REERHP (RER\$HP). La desviación porcentual de REER (RER\$) respecto de REERHP (RER\$HP) se denomina REERDEV (RER\$DEV). Cuanto más alto es REERDEV (RER\$DEV) –es decir, cuanto más sobrevaluada está la moneda en términos reales– más alta será la depreciación (real) esperada en el futuro y, por lo tanto, más alta será la prima cambiaria. Y viceversa, cuanto más bajo es REERDEV –es decir, cuanto más subvaluada está la moneda en términos reales– más alta será la apreciación (real) esperada en el futuro y, por consiguiente, más baja será la prima cambiaria. Por lo tanto, esperamos un signo positivo en el coeficiente de REERDEV en ambas ecuaciones de prima cambiaria.

▪ *Primera diferencia de los tipos de cambio real multilateral y bilateral ZAR-USD:*

Tomamos la primera diferencia de las series de tiempo de REER (RER\$) para un horizonte de un mes y un año. Obtenemos las series DREER1M (DRER\$1M, anualizada) y DREER1Y (DRER\$1Y), respectivamente. Esta forma de calcular el grado de desalineamiento de REER (RER\$) supone una tendencia constante del REER (RER\$) o, en otras palabras, que REER (RER\$) revertirá a un valor medio constante a largo plazo. En principio, cuanto mayor es DREER (DRER\$) –es decir, cuanto más sobrevaluada está la moneda en términos reales– mayor será la depreciación (real) esperada en el futuro y, por lo tanto, mayor será también la prima cambiaria. Y viceversa, cuanto menor es DREER (DRER\$) –es decir, cuanto más subvaluada está la moneda en términos reales– más alta será la

¹⁸ Corresponde señalar una advertencia: el método del filtro HP para capturar la tendencia de largo plazo es sospechoso cuando una moneda está muy influenciada por los precios de los *commodities*, como ocurre en el caso de Sudáfrica. Si desea una estimación del tipo de cambio real multilateral trimestral de equilibrio de Sudáfrica, vea Macdonald y Ricci (2004) o Frankel (2007). Entre sus determinantes pueden citarse la posición de activos externos netos, los términos de intercambio, el saldo fiscal en términos del PIB y el efecto Balassa-Samuelson.

apreciación (real) esperada en el futuro y, por consiguiente, más baja será la prima cambiaria. Por lo tanto, esperamos un signo positivo en los coeficientes DREER y DRER\$ en ambas ecuaciones de la prima cambiaria. Sin embargo, no se puede descartar un signo negativo en ambas variables si predomina un efecto de “momento” de corto plazo en los mercados cambiarios, es decir, si la apreciación real del mes (año) anterior conduce a una apreciación adicional en el corto plazo, contrariamente a lo que predecirían los fundamentales. En conclusión, el impacto de DREER y DRER\$ en ambas primas cambiarias podría ser ambiguo. Esto resulta aplicable también a REERDEV y RER\$DEV.

III.2.c. Prima de riesgo cambiaria $\rho_{t,k}$

Para aproximar la prima de riesgo cambiaria, utilizamos un marco teórico que integra los componentes del precio y la cantidad del riesgo de tipo de cambio. Recurrimos al modelo de Sarantis (2006), pero habilitando dos diferencias importantes: consideramos una aversión al riesgo variable en el tiempo y efectos separados sobre la prima cambiaria de la aversión al riesgo (es decir, el precio del riesgo) y la volatilidad esperada del tipo de cambio (es decir, la cantidad de riesgo).

Suponiendo que la prima de riesgo cambiaria $\rho_{t,k}$ varía con el tiempo y es no lineal, Sarantis (2006, p. 1171 y p. 1173) muestra que puede expresarse como:

$$\rho_{t,k} = \gamma V_{t+k} c + \gamma V_{t+k} (b - b^* - s)_{t-1},$$

donde γ es una constante que incorpora el coeficiente de aversión al riesgo; V_{t+k} es la volatilidad implícita del tipo de cambio como indicador de la varianza futura esperada del tipo de cambio; c es una constante; y $(b - b^* - s)$ son tenencias privadas relativas de bonos del gobierno domésticos (b) y extranjeros (b^*), expresados en moneda doméstica al tipo de cambio *spot* (s), al finalizar el período anterior. Obsérvese que el indicador de aversión al riesgo γ es constante aquí, tal como ocurre en Flood y Marion (2000) o en otros modelos de equilibrio general de la prima de riesgo cambiaria (vea, por ejemplo, Engel, 1999).

A diferencia de Sarantis (2006) y otros estudios similares, nosotros vamos a suponer una aversión al riesgo variable en el tiempo, es decir γ_t , en línea con otros estudios empíricos sobre *spreads* y primas cambiarias en mercados emergentes (Remolona *et al.*, 2007; Garcia Herrero y Ortiz, 2005; Schmukler y Servén, 2002). Las contrapartes empíricas de las tres variables de la ecuación anterior serán:

(1) CBOEVIX como *proxy* para la aversión al riesgo incorporada a γ_t . Éste es el índice de volatilidad (VIX) de la Bolsa de Opciones de Chicago (CBOE), que mide la volatilidad esperada del mercado bursátil durante los siguientes 30 días. El índice VIX suele utilizarse como indicador a futuro de la aversión al riesgo. Creemos que el índice CBOEVIX es un indicador más preciso de la aversión al riesgo del rand que los *spreads* de EMBI y *spreads* de papeles de alto rendimiento de EE.UU. utilizados por Schumkler y Serven (2002) o Frankel (2007). La razón es que mientras que los dos últimos indicadores son *spreads* de riesgo de crédito y, por lo tanto, incorporan tanto el auténtico riesgo subyacente (es decir, la cantidad de riesgo) como la aversión al riesgo (es decir, el precio del riesgo), el indicador VIX es en esencia un indicador de aversión al riesgo.

(2) VOLA1M o VOLA1Y, volatilidades implícitas a 1 mes y 1 año de los contratos de opciones ZAR/USD, respectivamente, informadas por Bloomberg, como indicadores de las expectativas sobre la volatilidad futura del tipo de cambio, V_{t+k} . Por lo tanto, mientras que CBOEVIX es nuestro *proxy* para el precio del riesgo cambiario del rand (es decir, la aversión al riesgo del rand), VOLA1M y VOLA1Y miden la cantidad del riesgo cambiario del rand.

(3) VOLA1M*BONDS y VOLA1Y*BONDS como *proxy* para $V_{t+k}(b - b^* - s)$ en los horizontes $k=1$ mes y $k=12$ meses, respectivamente, donde BONDS = $(b - b^* - s) = \ln[B/B^*S]$ y S es el tipo de cambio *spot* ZAR/USD, B y B^* son las tenencias privadas mundiales de los bonos gubernamentales de Sudáfrica y Estados Unidos, respectivamente, tal como fueran informadas en la base de datos de Estadísticas Financieras Internacionales del FMI. Este término captura la no linealidad de la prima de riesgo cambiaria.

El segundo alejamiento respecto del modelo desarrollado por Sarantis (2006) es que permitimos efectos separados de γ_t y V_{t+k} y dejamos de lado el término $\gamma_t V_{t+k}(b - b^* - s)$. La razón es que $b - b^* - s$ (es decir, BONDS) muestra muy poca variación en relación con $\gamma_t V_{t+k}$ (vea el Gráfico 2), haciendo entonces que $\gamma_t V_{t+k}(b - b^* - s)$ (la correlación lineal entre los dos términos $\gamma_t V_{t+k}$ y $\gamma_t V_{t+k}(b - b^* - s)$ es cercana a 1) sea redundante.

En resumen, aproximamos la prima de riesgo cambiaria incluyendo γ_t (CBOEVIX), V_{t+k} (VOLA1M o VOLA1Y), y su interacción $\gamma_t V_{t+k}$ (CBOEVIX*VOLA1M/Y) en nuestra regresión. En nuestro ejercicio econométrico, empezaremos por incluir sólo los términos separados y luego probaremos si el término de interacción

CBOEVIX*VOLA1M/Y y la variable BONDS también están significativamente relacionados con las primas cambiarias.

Si el rand fuera considerado como más riesgoso que el dólar de EE.UU. (de manera tal que la prima de riesgo cambiaria sea positiva), esperaríamos un CBOEVIX más alto (menor apetito por el riesgo) o un VOLA más alto que llevaría a una prima de riesgo cambiaria más alta y, a igualdad de las restantes condiciones, a una prima cambiaria más grande. Desde este punto de vista, esperaríamos que estas variables estén asociadas positivamente con la prima cambiaria (coeficiente positivo).

III.3. Muestra

Trabajamos con datos mensuales, a diferencia de Schumkler y Servén (2002), que utilizan datos diarios. Los datos diarios de prima cambiaria para un país con régimen de tipo de cambio flotante como Sudáfrica son muy ruidosos, y es muy difícil (si no imposible) encontrar datos diarios para las variables explicativas analizadas antes. Empezamos con una muestra de 144 observaciones mensuales para el período enero de 1997 - diciembre de 2008. La falta de datos del mercado a término (WM/Reuters) en Datastream anteriores a 1997 se debe probablemente a las grandes restricciones de la cuenta de capital vigentes hasta 1996.¹⁹ Debido al uso de rezagos (para todas las variables) y adelantos (para nuestra *proxy* del diferencial de inflación esperada a 1 año INFDIFFCPI1Y), a que se evitaron *outliers* extremos a fines de 2008 y al hecho de que VOLA1M y VOLA1Y empiezan recién en febrero de 1999, las muestras para las especificaciones informadas se reducen a 106 observaciones (noviembre de 1999 - agosto de 2008) para la prima cambiaria a 1 mes y 114 observaciones (marzo de 1999 - agosto de 2008) para la prima cambiaria a 1 año.

IV. Metodología empírica y resultados

IV.1. Enfoque econométrico

La estimación de la ecuación (6) podría requerir una especificación empírica que permita algún grado de persistencia y que tome en cuenta posibles desvia-

¹⁹ Veá Hviding (2005).

ciones a corto plazo respecto de la relación de equilibrio postulada en la ecuación (6). Por lo tanto, utilizando un enfoque del tipo general a específico à la Hendry, empezamos a partir de una especificación autorregresiva de rezago distribuido (ARDL, por sus siglas en inglés) de orden (p,q) :

$$Y_t = c + \sum_{j=1}^k \sum_{\tau=0}^q b_{j\tau} X_{j,t-\tau} + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + u_t, \quad (7)$$

donde Y_t es la prima cambiaria y X_j son las variables explicativas $k (= 4)$ descriptas en la Sección III.2 (INFDIFFCPI1Y, REERDEV (RER\$DEV) o DREER (DRER\$), CBOEVIX y VOLA). Después de algunas manipulaciones, (7) puede reescribirse como modelo de corrección de error (o equilibrio) (ECM):²⁰

$$\Delta Y_t = \sum_{j=1}^k b_{j0} \Delta X_j - \sum_{j=1}^k \sum_{\tau=1}^{q-1} B_{j\tau} \Delta X_{j,t-\tau} - \sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta Y_{t-i} + \alpha \left[Y_{t-1} - m - \sum_{j=1}^k \gamma_j X_{j,t-1} \right] + u_t \quad (8)$$

donde $B_{j\tau} = \sum_{t=2}^q b_{j\tau}$ para todas las variables explicativas $j = 1, \dots, k$ y todos sus rezagos $t = 1, \dots, q$; $A_i = \sum_{i=2}^p a_i$ para todos los rezagos t de la variable dependiente $i = 1, \dots, p$; $\alpha = (\sum_{i=1}^p a_i) - 1$, $\beta_j = \sum_{\tau=0}^q b_{j\tau}$, $m = c / (-\alpha)$, y $\delta_j = \beta_j / (-\alpha)$. El término entre paréntesis representa la desviación de Y en el período anterior respecto de su valor de equilibrio a largo plazo $Y^* = m + \sum_{j=1}^k \gamma_j X_{j,t-1}$ y α mide la velocidad del ajuste de Y hacia este equilibrio. Para que el modelo sea estable, α debe ser negativo.

La ecuación (8) puede estimarse mediante mínimos cuadrados ordinarios si todas las variables del lado derecho (RHS) son $I(0)$ (estacionarias) o, si independientemente de su orden de integración, todas las variables de nivel entre paréntesis tienen una tendencia común a largo plazo, como demuestran Pesaran, Shin y Smith (2001) o, si la última prueba no es concluyente y todas o algunas de las variables de nivel entre paréntesis son $I(1)$ (no estacionarias), si estas variables no estacionarias están cointegradas.²¹ Como algunas de las variables de nivel del lado derecho de (8) son no estacionarias,²² pasamos a probar la presencia de una relación a largo plazo entre estas variables utilizando el procedimiento de contraste con bandas de Pesaran, Shin y Smith (2001). La prueba es en

²⁰ Un documento de trabajo anterior de este artículo ofrece una demostración formal de esta reescritura.

²¹ Vea, por ejemplo, Johnston y DiNardo (1997), pp. 259-265.

²² Las pruebas de raíz unitaria de Phillips-Perron (PP) y Dickey-Fuller Aumentada (ADF) revelan que casi la mitad de las variables de nivel son no estacionarias (excepto por INFDIFFCPI1Y, VOLA1Y y REERDEV), mientras que todas las variables en primeras diferencias son estacionarias (Tabla B.1 del Anexo).

esencia una prueba-F de significatividad conjunta de las variables de nivel; válida si y sólo si los errores no se correlacionan de manera serial.

Pesaran *et al.* (2001, pp. 309-314), explican cómo proceder con un ejemplo de estimación de la función de ingresos del Reino Unido. El procedimiento de prueba tiene dos pasos: 1) selección del número apropiado de rezagos para el modelo ARDL; 2) prueba de la hipótesis nula (H_0): el coeficiente sobre la variable dependiente rezagada y los coeficientes sobre todos los regresores rezagados son cero (es decir, no existe una relación a largo plazo entre las variables de nivel). Ésta es la conocida Prueba-F. Los valores críticos para esta prueba son diferentes de los valores habituales de distribución-F. La Tabla CI(iii) de la página 300 de Pesaran *et al.* (2001) brinda las bandas críticas para nuestra especificación de la ecuación de ARDL (es decir, intercepción irrestricta y sin tendencia) como función del número k de las variables RHS y el nivel de significatividad.

La Tabla B.2 del Anexo informa los resultados de la prueba de Pesaran, Shin y Smith (2001) para nuestras ecuaciones ARDL de la prima cambiaria a 1 año y a 1 mes, respectivamente, y provee detalles sobre el procedimiento implementado. Utilizamos Eviews 6.0. En la especificación que utiliza las primeras diferencias de los tipos de cambio reales como *proxy* para la tasa de variación esperada en el tipo de cambio real, encontramos una especificación de rezago óptima de rezagos $p = q = 1$ en la ecuación a 1 año y rezagos $p = q = 2$ en la ecuación a 1 mes. El procedimiento de prueba de Pesaran, Shin y Smith brinda el estadístico F que sugiere que podemos rechazar la hipótesis nula tanto para la ecuación a 1 año como para la ecuación a 1 mes. En síntesis, parece haber una relación a largo plazo entre las variables de nivel tanto en la ecuación de prima cambiaria a 1 año como en la ecuación a 1 mes. Llegamos a una conclusión similar cuando reemplazamos DREER o DRER\$ por REERDEV y RER\$DEV en la base de los modelos ARDL. Sin embargo, no informamos estos resultados por limitaciones de espacio.

Luego, siguiendo a Johnston y DiNardo (1997), buscamos las reducciones secuenciales de la ecuación estimada a un año ARDL(1,1) y la ecuación estimada a un mes ARDL(2,2) para obtener especificaciones que sean lo más parsimoniosas posible.²³ Informamos las covarianzas y los errores estándar consistentes con la heterocedasticidad de White.

²³ Vea Johnston y DiNardo (1997), pp. 276-277. Buscamos grupos de efectos a corto plazo posiblemente redundantes (términos $\Delta X_{j,t-\tau}$ y $\Delta Y_{i,t}$) utilizando las pruebas F habituales. Si (i) la prueba de las variables

IV.2. Resultados

Las Tablas 2 y 3 informan las estimaciones de la regresión de MCO para la ecuación de la prima cambiaria a 1 año y la ecuación a 1 mes resultante de este procedimiento de prueba. En ambas tablas, las primeras tres columnas (Modelos 1, 2 y 3) muestran el modelo ARDL(p,q) completo determinado en el primer paso del procedimiento de contraste con bandas de Pesaran, Shin y Smith (2001) aplicado a dos submuestras (1999-2006, modelo 1; 1999-2008, modelos 2 y 3) con el objetivo de probar la estabilidad de los parámetros y sobre la base de la medición del desalineamiento del tipo de cambio real seleccionado en cada caso (DREER o DRER\$).²⁴ Las últimas tres columnas muestran la especificación final resultante del procedimiento de reducción secuencial (modelos 4, 5 y 6). Para dar, además, una idea de la robustez de estos resultados a una variación del tamaño de la muestra, las estimaciones de los modelos 4, 5 y 6 se obtienen de la expansión del tamaño de la muestra hasta su máximo posible.

En la **ecuación de la prima cambiaria a 1 año** (Tabla 2), el poder explicativo de las ecuaciones 4 a 6 es relativamente alto y el R cuadrado ajustado se ubica entre 0,49 y 0,52. Los residuos son sometidos a una batería de pruebas convencionales: los residuos tienen una distribución normal; no hay evidencia de correlación serial hasta el orden 12, no hay evidencia de estructura ARCH en sus varianzas y los parámetros estimados parecen razonablemente estables. Además, probamos la presencia de efectos significativos de CBOEVIX*VOLA1Y y BONDS ($t-1$) considerados individualmente (vea la Sección III.2). Encontramos que estas dos variables son redundantes (ver la Tabla 4).²⁵

En la **ecuación de la prima cambiaria a 1 mes** (Tabla 3), el poder explicativo de las ecuaciones 4 a 6 es algo menor que el de la prima cambiaria a 1 año y varía entre 0,38 y 0,5 dependiendo de la especificación del modelo. Los residuos de este modelo son sometidos a la misma batería de pruebas (normalidad, no

redundantes no es rechazada, (ii) el R cuadrado ajustado y (iii) el criterio de Akaike se mueven en la dirección "correcta", seguimos con el procedimiento de reducción; de lo contrario, lo interrumpimos. En cada etapa de este proceso de reducción de general a específico, verificamos que el modelo no esté erróneamente especificado, que los residuos se comporten bien y que los parámetros estimados sean razonablemente estables.

²⁴ El Modelo 1 fue el modelo de base informado en un documento de trabajo anterior de este artículo. Utilizó sólo el desalineamiento en el tipo de cambio real multilateral (DREER).

²⁵ El Modelo 6 de la Tabla 2 sufre alguna correlación serial significativa de orden 1. Cuando corregimos esta última incluyendo un término AR(1) en la ecuación, los parámetros estimados resultan robustos. Estos resultados están disponibles por pedido a los autores.

Tabla 2 / Determinantes de la prima cambiaria a 1 año en Sudáfrica

Variable dependiente	Modelo ARDL(1,1) completo		Modelo ARDL(1,1) completo utilizando RER de ZAR-USD		Modelo reducido		Modelo reducido utilizando RER de ZAR-USD	
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5	MODELO 6	MODELO 5	MODELO 6
Coefficientes a largo plazo:								
Constante	-177,624*** (38,896)	-133,86*** (27,29)	-143,65*** (27,68)	-188,64*** (36,559)	-142,38*** (27,99)	-148,19*** (28,23)	-142,38*** (27,99)	-148,19*** (28,23)
CP1Y (t-1)	-0,098*** (0,036)	-0,092*** (0,025)	-0,098*** (0,027)	-0,097*** (0,031)	-0,101*** (0,024)	-0,103*** (0,026)	-0,101*** (0,024)	-0,103*** (0,026)
INFDIFFCP1Y (t-11)	0,043* (0,024)	0,031** (0,014)	0,042*** (0,012)	0,060*** (0,022)	0,04*** (0,013)	0,047*** (0,0118)	0,04*** (0,013)	0,047*** (0,0118)
DREER1Y (t-1)	-0,006 (0,005)	-0,007* (0,004)		-0,002 (0,004)	-0,002 (0,004)		-0,002 (0,004)	
DRER\$1Y (t-1)				-0,002 (0,003)				-0,001 (0,0028)
CBOEVIX (t-1)	0,050*** (0,012)	0,039*** (0,0086)	0,041*** (0,0089)	0,049*** (0,012)	0,039*** (0,009)	0,04*** (0,009)	0,039*** (0,009)	0,04*** (0,009)
VOLA1Y (t-1)	0,078*** (0,021)	0,066*** (0,0156)	0,0717*** (0,016)	0,083*** (0,019)	0,072*** (0,0155)	0,075*** (0,015)	0,072*** (0,0155)	0,075*** (0,015)
Coefficientes a corto plazo:								
Δ INFDIFFCP1Y (t-12)	-0,060 (0,060)	-0,002 (0,044)	-0,0078 (0,047)					
Δ DREER1Y (t)	-0,020** (0,008)	-0,0058 (0,0089)		-0,019** (0,008)	-0,0044 (0,0079)		-0,0044 (0,0079)	

Tabla 2 / Determinantes de la prima cambiaria a 1 año en Sudáfrica (continuación)

	Modelo ARDL(1,1) completo		Modelo ARDL(1,1) completo utilizando RER de ZAR-USD		Modelo ARDL(1,1) completo		Modelo reducido utilizando RER de ZAR-USD	
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5	MODELO 6		
Variable dependiente	Δ CP1Y (t)	Δ CP1Y (t)	Δ CP1Y (t)	Δ CP1Y (t)	Δ CP1Y (t)	Δ CP1Y (t)		
Coefficientes a corto plazo:								
Δ RER\$1Y (t)			-0,006 (0,007)					-0,006 (0,007)
Δ CBOEVIX (t)	0,047*** (0,011)	0,0452*** (0,011)	0,047*** (0,0102)	0,051*** (0,012)	0,049*** (0,011)			0,05*** (0,01)
Δ VOLAT1Y (t)	0,090* (0,048)	0,1078** (0,0455)	0,103** (0,042)	0,107** (0,042)	0,127*** (0,042)			0,117*** (0,039)
Observaciones	77	106	106	86	114			114
R ² ajustado	0,51	0,47	0,47	0,52	0,49			0,49
D. E. de la regresión	30,95	30,91	31,10	31,15	31,45			31,45
VALOR P Breusch-Godfrey $\chi^2(4)$	0,80	0,2067	0,102	0,75				
Valor p Breusch-Godfrey $\chi^2(12)$	0,30	0,2076	0,145	0,43	0,15			0,07(1) 0,053(1)
Estadístico F	9,69***	11,63***	11,36***	12,58***	14,85***			14,84***

Notas: Se utilizan errores estándar consistentes con la heterocedasticidad de White en todas las regresiones; los errores estándar están entre paréntesis; ***, **, * denotan la significatividad a los niveles de 1%, 5% y 10%, respectivamente.

(1) Observamos que hay una cierta correlación de orden 1 en el MODELO 6 al nivel del 5%. Cuando corregimos esto incluyendo un término AR(1) en el modelo respectivo, los coeficientes estimados del modelo se tornaron robustos. Estos resultados así como el archivo EViews original están disponibles a pedido.

Tabla 3 / Determinantes de la prima cambiaria a 1 mes en Sudáfrica

Variable dependiente	Modelo ARDL(2,2) completo		Modelo ARDL(2,2) completo utilizando RER de USD-ZAR		Modelo reducido utilizando el RER bilateral USD-ZAR	
	1999(11)-2006(06)	1999(11)-2008(08)	1999(11)-2008(08)	1999(04)-2006(06)	1999(04)-2008(08)	1999(04)-2008(08)
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5	MODELO 6
	Δ CP1M (t)	Δ CP1M (t)	Δ CP1M (t)	Δ CP1M (t)	Δ CP1M (t)	Δ CP1M (t)
Coefficientes a largo plazos:						
Constante	-118,82*** (32,38)	-87,36*** (24,83)	-107,45*** (26,34)	-111,84*** (28,53)	-89,40*** (23,64)	-102,92*** (25,47)
CP1M (t-1)	-0,113*** (0,032)	-0,12*** (0,027)	-0,151 (0,031)	-0,121*** (0,029)	-0,142*** (0,027)	-0,1633*** (0,03)
INFDIFFCP1Y (t)	0,040* (0,024)	0,059*** (0,017)	0,052*** (0,018)	0,047** (0,021)	0,06*** (0,016)	0,0574*** (0,0161)
DREER1M (t-1)	0,003 (0,003)	0,000248 (0,0017)		0,003 (0,002)	0,0007 (0,0017)	
DRER\$1(t-1)			0,003* (0,0019)			0,0026* (0,0015)
CBOEVIX (t-1)	0,048*** (0,015)	0,037*** (0,001)	0,049*** (0,011)	0,044*** (0,013)	0,039*** (0,009)	0,0475*** (0,0108)
VOLA1M (t-1)	0,051*** (0,017)	0,050*** (0,0157)	0,059*** (0,016)	0,053*** (0,015)	0,057*** (0,0140)	0,0636*** (0,0147)

Tabla 3 / Determinantes de la prima cambiaria a 1 mes en Sudáfrica (continuación)

Variable dependiente	Modelo ARDL(2,2) completo		Modelo ARDL(2,2) completo utilizando RER de USD-ZAR		Modelo reducido utilizando el RER bilateral USD-ZAR	
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5	MODELO 6
	1999(11)-2006(06)	1999(11)-2008(08)	1999(11)-2008(08)	1999(04)-2006(06)	1999(04)-2008(08)	1999(04)-2008(08)
	Δ CP1M (t)	Δ CP1M (t)	Δ CP1M (t)	Δ CP1M (t)	Δ CP1M (t)	Δ CP1M (t)
Coefficientes a corto plazo:						
Δ CP1M (t-1)	0,015 (0,129)	-0,0019 (0,094)	-0,003 (0,088)			
Δ INFDIFFCP1Y (t+1)	0,066 (0,087)	0,133** (0,067)	0,131 (0,066)**			
Δ INFDIFFCP1Y (t)	0,188* (0,096)	0,021 (0,056)	0,0321 (0,053)	0,204*** (0,063)	0,079 (0,053)	0,08 (0,051)
Δ DREER1M (t)	0,001 (0,002)	-0,0007 (0,0009)				
Δ DREER1M (t-1)	-0,001 (0,002)	-0,0005 (0,0014)		-0,001 (0,002)	-0,001 (0,0014)	
Δ DRER\$1 (t)			0,0009 (0,0012)			
Δ DRER\$1 (t-1)			-0,0017* (0,0009)			-0,0014* (0,0009)

Tabla 3 / Determinantes de la prima cambiaria a 1 mes en Sudáfrica (continuación)

Variable dependiente	Modelo ARDL(2,2) completo		Modelo ARDL(2,2) completo utilizando RER de USD-ZAR		Modelo reducido utilizando el RER bilateral USD-ZAR	
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 4	MODELO 5	MODELO 6
	Δ CP1M (t)	Δ CP1M (t)	Δ CP1M (t)	Δ CP1M (t)	Δ CP1M (t)	Δ CP1M (t)
Coefficientes a corto plazo:						
Δ CBOEVIX (t)	0,013 (0,018)	0,019** (0,001)	0,023** (0,01)			
Δ CBOEVIX (t-1)	-0,035 (0,022)	-0,0337** (0,015)	-0,044** (0,015)	-0,032 (0,020)	-0,033** (0,0145)	-0,0421** (0,0145)
Δ VOLA1M (t)	0,063*** (0,020)	0,027 (0,0227)	0,0304 (0,0196)	0,065*** (0,016)	0,033 (0,02)	0,0324** (0,0161)
Δ VOLA1M (t-1)	-0,055*** (0,020)	-0,028 (0,0206)	-0,037** (0,0178)	-0,049*** (0,017)	-0,030 (0,0198)	-0,0364** (0,0158)
Observaciones	80	105	105	87	113	113
R Cuadrado ajustado	0,47	0,36	0,38	0,50	0,38	0,4
D. E. de la regresión	38,98	39,38	38,63	40,67	40,73	40,27
Valor p Breusch-Godfrey	0,85	0,84	0,637	0,66	0,90	0,63
$\chi^2(4)$						
Valor p Breusch-Godfrey	0,23		0,35	0,79	0,81	0,34
$\chi^2(12)$		0,29				
Estadístico F	6,02***	5,22***	5,68***	9,46***	8,01***	8,51***

Notas: se utilizan errores estándar consistentes con la heterocedasticidad de White en todas las regresiones los errores estándar están entre paréntesis. ***, **, * denotan la significatividad a los niveles de 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Tabla 4 / Pruebas de variables omitidas aplicadas a los modelos estimados reducidos: CBOEVIX*VOLA1Y_ y BONDS

Modelo 5			
Variables omitidas: CBOEVIX*VOLA1Y($t-1$) D(CBOEVIX*VOLA1Y)			
BONDS($t-1$) D(BONDS)			
Estadístico F	0,885516	Prob. F(4,101)	0,4755
Ratio de <i>log likelihood</i>	3,929467	Prob. Chi-Cuadrado (4)	0,4156

Modelo 6			
Variables omitidas: CBOEVIX*VOLA1Y($t-1$) D(CBOEVIX*VOLA1Y)			
BONDS($t-1$) D(BONDS)			
Estadístico F	1,508510	Prob. F(4,101)	0,2053
Ratio de <i>log likelihood</i>	6,615011	Prob. Chi-Cuadrado (4)	0,1577

Conclusión: no hay un impacto conjunto significativo del término de interacción y la variable BONDS. Podemos ignorar con seguridad estas variables en la ecuación a un año.

hay correlación serial hasta el orden 12, no hay estructura ARCH en los residuos ni inestabilidad de los parámetros). Además, probamos la presencia de efectos significativos de CBOEVIX*VOLA1M y BONDS ($t-1$) considerados individualmente (vea la Sección III.2). Concluimos que estas dos variables son redundantes en los modelos 4 y 5 pero no en el modelo 6, en el que se incluye el tipo de cambio real bilateral ZAR-USD (ver la Tabla 5). Una versión estimada del modelo 6 que incluye esas dos variables brinda estimaciones robustas de los parámetros excepto para el asociado con INFDIFFCPI1Y ($t-1$). Como resultado, la prima cambiaria a un mes del modelo reducido que utiliza el desalineamiento del tipo de cambio real rand-dólar depende positivamente de manera no lineal de CBOEVIX y VOLA1M y negativamente de BONDS, es decir, un menor nivel de deuda del gobierno sudafricano en relación con la del gobierno norteamericano genera una prima a término más baja.

En general, los resultados muestran que las primas cambiarias a 1 mes y 1 año son impulsadas por movimientos de largo plazo del diferencial de inflación esperada entre Sudáfrica y Estados Unidos, por la aversión al riesgo (como *proxy* para el precio del riesgo cambiario del rand) y por la volatilidad esperada del tipo de cambio ZAR/USD (cantidad de riesgo cambiario del rand). Hay evidencia mixta respecto

Tabla 5 / Pruebas de variables omitidas aplicadas a los modelos estimados reducidos: CBOEVIX*VOLA_ y BONDS

Modelo 5			
Variables omitidas: CBOEVIX*VOLA1M(t-1) D(CBOEVIX*VOLA1M)			
D(CBOEVIX*VOLA1M(-1)) BONDS(t-1) D(BONDS) D(BONDS(t-1))			
Estadístico F	1,672198	Prob. F(6,96)	0,1361
Ratio de <i>log likelihood</i>	11,23265	Prob. Chi-Cuadrado (6)	0,0814
Modelo 6			
Variables omitidas: CBOEVIX*VOLA1M(t-1) D(CBOEVIX*VOLA1M)			
D(CBOEVIX*VOLA1M(-1)) BONDS(t-1) D(BONDS) D(BONDS(t-1))			
Estadístico F	1,929683	Prob. F(6,95)	0,0838
Ratio de <i>log likelihood</i>	12,88013	Prob. Chi-Cuadrado (6)	0,0450

Conclusión: no hay un impacto significativo conjunto del término de interacción y la variable BONDS en el modelo 5 (o aceptación de la hipótesis nula). Sin embargo, rechazamos la nula en el modelo 6 al nivel del 10% de acuerdo con la prueba F y al nivel del 5% de acuerdo con la prueba de *log likelihood*.

de los efectos significativos de los desalineamientos de los tipos de cambio real multilateral o bilateral ZAR-USD en ambas primas cambiarias en cualquiera de las dos variantes (fundamentales *versus* efectos de “momento” de corto plazo).

El primer hallazgo importante es que el diferencial de inflación del IPC esperado entre Sudáfrica y Estados Unidos (suponiendo previsión perfecta) tiene un impacto de largo plazo muy significativo y positivo tanto estadística como económicamente en ambas primas cambiarias. Recordemos que los impactos de largo plazo son iguales a $-(\beta_j/\alpha)$ en la ecuación (8). Encontramos que un aumento de 100 puntos básicos en INFDIFFCPI1Y empuja hacia arriba a la prima a 1 año (CP1Y) en 40 a 62 puntos básicos y aumenta la prima cambiaria a 1 mes (CP1M) en 35 a 42 puntos básicos, dependiendo del tamaño de la muestra y del tipo de cambio real seleccionado. En términos estadísticos, el impacto a largo plazo sobre la prima a 1 año (0,62, el más alto) no es muy diferente de 1, mientras que el impacto en la prima a 1 mes (0,42) sí lo es. En otras palabras, el *pass-through* de la inflación a la prima cambiaria es casi uno a uno en el vencimiento a 1 año, pero es significativamente menor a uno en el vencimiento a 1 mes. Este hallazgo es consistente con el cumplimiento de la PPA relativa a mediano (y más largo) plazo pero no a corto plazo.

En términos estadísticos y económicos, la volatilidad esperada del tipo de cambio ZAR/USD (VOLA1M/Y) –nuestro indicador de la cantidad de riesgo cambiario– es incluso un determinante más significativo tanto de la prima cambiaria a 1 mes como a 1 año. Un aumento de 100 puntos básicos en VOLA1Y eleva la prima cambiaria a 1 año entre 72 y 85 puntos básicos, mientras que un cambio similar en VOLA1M eleva la prima a 1 mes ligeramente por encima de la mitad de esa cifra (39 a 44 puntos básicos).

Nuestro *proxy* para la aversión al riesgo cambiario (CBOEVIX) es el tercer determinante muy significativo de ambas primas. El impacto es ligeramente más importante en la prima a 1 año que en la prima a 1 mes. Un aumento de 100 puntos básicos en CBOEVIX genera un incremento de 40-50 puntos básicos en la prima a 1 año y de 27-37 puntos básicos en la prima a 1 mes, una vez más dependiendo de la especificación del modelo.

Por último, no encontramos un efecto a largo plazo con significatividad estadística de nuestros indicadores preferidos del desalineamiento del tipo de cambio real, DREER y DRER\$ en la prima cambiaria a 1 año. Sin embargo, encontramos un coeficiente negativo y significativo –de un nivel del 5%– en la primera diferencia de DREER1Y. En cuanto a la ecuación a 1 mes, si bien encontramos un efecto positivo y sin significatividad de DREER1M en la prima a 1 mes, obtenemos una estimación positiva y significativa de DRER\$1M y una estimación negativa y significativa –de un nivel del 10%– de su primera diferencia con un rezago de un período. En síntesis, parece haber evidencia que respalda tanto un efecto de “momento” en ambas primas cambiarias independientemente del tipo de cambio elegido como un impacto más débil y positivo (impulsado por los fundamentales) del desvío de RER\$ respecto de la media de largo plazo en la prima a 1 mes.

La falta de significatividad de DREER1Y en nivel (y también de REERDEV, no informada en este documento) en la ecuación de la prima cambiaria a 1 año puede ser resultado de una correlación lineal alta (-0,66) entre la variable del diferencial de inflación INFDIFFCPI1Y en $t+11$ y DREER1Y en $t-1$. Una interpretación de este resultado es que, dado el alto *pass-through* del diferencial de inflación (esperada) a la depreciación nominal (esperada) y la prima cambiaria (casi uno a uno para la prima cambiaria a 1 año), no es posible obtener información adicional observando los movimientos del tipo de cambio real en un horizonte de un año.

V. Conclusiones

Para muchas economías emergentes, la prima cambiaria suele ser el componente más importante del diferencial entre las tasas de interés domésticas e internacionales. Utilizando el caso de Sudáfrica –una economía emergente con un régimen de tipo de cambio flexible y series de datos disponibles lo suficientemente largas– este documento ofrece una descomposición del diferencial de tasa de interés rand-dólar de EE.UU. en prima cambiaria y prima de riesgo país. Luego analiza los determinantes de la prima cambiaria entre el rand y el dólar de EE.UU. a 1 mes y a 1 año para el período 1997-2008 (en realidad, 1999-2008 debido a algunas limitaciones en las variables y a los adelantos y rezagos de las ecuaciones econométricas).

La descomposición del diferencial de tasa de interés rand-dólar de EE.UU. durante el período 1997-2006 revela que la prima cambiaria ha sido, en promedio, el componente dominante en toda la curva de diferenciales de tasas de interés, en especial en el extremo corto. Por ejemplo, en el horizonte a un año, representó en promedio más del 80% del diferencial total de tasas de interés. En el extremo largo (más de 10 años), siguió representando alrededor del 60%.

Utilizando observaciones mensuales y técnicas de series de tiempo, estimamos los impactos a corto plazo y largo plazo de los determinantes teóricos en las primas cambiarias a 1 mes y 1 año. Estos determinantes son variables relacionados con tres factores que afectan a la prima cambiaria: (i) el diferencial de inflación esperada entre el país de origen (Sudáfrica) y el país de la moneda extranjera (Estados Unidos), (ii) la tasa esperada de depreciación (o apreciación) real de la moneda doméstica y (iii) la prima de riesgo cambiario.

Los resultados indican que las primas cambiarias rand-dólar de EE.UU. a 1 mes y 1 año se ven impulsadas por (i) movimientos de largo plazo en el diferencial de inflación esperada del IPC entre Sudáfrica y Estados Unidos, (ii) la aversión al riesgo variable en el tiempo, nuestra *proxy* para el precio del riesgo cambiario del rand, y (iii) la volatilidad implícita derivada de las opciones cambiarias rand-dólar de EE.UU. aproximada para la volatilidad esperada del tipo de cambio futuro, que mide la cantidad de riesgo cambiario del rand. Nuestros indicadores para la variación esperada en el tipo de cambio real multilateral o los tipos de cambio bilaterales ZAR/USD del rand proporcionan resultados mixtos dado que hay evidencia que favorece el efecto de “momento” de las variaciones de los tipos de

cambio reales respecto de sus valores de equilibrio en ambos horizontes y una evidencia (más débil) de un efecto de nivel de los desvíos de REER respecto de su tendencia a largo plazo en la prima cambiaria a 1 año.

Nuestros resultados confirman la importancia de la política monetaria para determinar la prima cambiaria y, por lo tanto, las tasas de interés domésticas de Sudáfrica. Sugieren que una política monetaria orientada a generar baja inflación y tipos de cambio estables puede reducir de forma significativa el componente de la prima cambiaria de las tasas de interés domésticas. En realidad, tal como fuera documentado por Grandes y Pinaud (2005), el marco de política monetaria y cambiaria fue favorable y llevó a mayores ventas que compras de contratos a término sobre el dólar del Banco de la Reserva de Sudáfrica en 2003, al cierre de su Posición a Término Neta Abierta (NOFP, por sus siglas en inglés) en 2004 y a la subsiguiente acumulación de reservas desde entonces. Como resultado, la prima cambiaria ha declinado y la volatilidad del tipo de cambio se ha visto menos afectada por los factores domésticos que por los factores globales, a diferencia de lo que ocurrió en la década de 1990 y hasta el 2001. Lamentablemente, los resultados también muestran que una moneda de un mercado emergente como el sudafricano puede verse muy expuesta a los caprichos de la aversión al riesgo o a la percepción de los inversores respecto de los activos más riesgosos.

Referencias

Aron, Janine y John Muellbauer (2006), “Review of Monetary Policy in South Africa Since 1994”, Documento de Trabajo N° 7 de CSAE (Universidad de Oxford: Centro para el Estudio de las Economías Africanas).

Arora, Vivek (2007), “Monetary Policy Transparency and Financial Market Forecasts in South Africa”, Documento de Trabajo del FMI N° 123 (Washington D.C.: Fondo Monetario Internacional).

Arora, Vivek y Martin Cerisola (2001), “How Does U.S. Monetary Policy Influence Sovereign Spreads in Emerging Markets”, Documentos del Staff del FMI, Vol. 48 (3), pp. 474-498.

Bhundia, Ashok L. y Luca A. Ricci (2005), “The Rand Crises of 1998 and 2001: What Have We Learned?”, en *Post Apartheid South Africa: The First Ten Years*, ed. por Michael Nowak y Luca A. Ricci (Washington D.C.: Fondo Monetario Internacional), pp. 156-173.

Bolsa de Opciones de Chicago (2003), VIX® CBOE Volatility Index (“White Paper”), disponible en: <http://www.cboe.com/micro/vix/vixwhite.pdf>.

Calvo, G. y C. Reinhart (2002), “Fear of Floating”, *Quarterly Journal of Economics*, 117(2), pp. 379-408.

Carlson, John A., Christian Dahl y Carol L. Osler (2008), “Short-Run Exchange-Rate Dynamics: Theory and Evidence”, Documento de Investigación de CRE-ATES 2008-1, disponible en SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1148125>.

Cline, William R. y J. S. Barnes (1997), “Spreads and Risk in Emerging Markets Lending”, Documento de Investigación del IIF N° 1 (Washington D.C.: Institute of International Finance).

Diaz Weigel, Diana y Gordon Gemmil (2006), “What drives credit risk in emerging markets? The roles of country fundamentals and market co-movements”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25 (3), pp. 476-502.

Domowitz, Ian, Jack Glen y Ananth Madhavan (1998), "Country and Currency Risk Premia in an Emerging Market", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 33 (2), pp. 189-216.

Dooley, Michael y Peter Isard (1980), "Capital Controls, Political Risk and Deviations from Interest-Rate Parity", *Journal of Political Economy*, Vol. 88 (2), pp. 370-384.

Durbin, E. y D. T. Ng (2005), "The Sovereign Ceiling and Emerging Market Corporate Bond Spreads". *Journal of International Money and Finance*, 24 (4), pp. 631-649.

Edwards, Sebastian (1984), "LDC Foreign Borrowing and Default Risk: An Empirical Investigation, 1976-80", *American Economic Review*, Vol. 74 (4), pp. 726-734.

Edwards, Sebastian (1986), "The Pricing of Bonds and Bank Loans in International Markets: An Empirical Analysis of Developing Countries' Foreign Borrowing", *European Economic Review*, Vol. 30, pp. 565-589.

Eichengreen, Barry y Ricardo Hausmann (1999), "Exchange Rates and Financial Fragility", Documento de Trabajo de NBER N° 7418 (Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research).

Eichengreen, Barry y Ashoka Mody (1998), "What Explains Changing Spreads on Emerging-Market Debt? Fundamentals or Market Sentiment?", Documento de Trabajo de NBER N°6408 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).

Engel, Charles (1996), "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence", *Journal of Empirical Finance*, Vol. 3 (2), pp. 123-192.

Engel, Charles (1999), "On the Foreign-Exchange Risk Premium in Sticky-Price General Equilibrium Models", en *International Finance and Financial Crises: Essays in Honor of Robert P. Flood*, ed. por Peter Isard, Assaf Razin y Andrew K. Rose (Washington and Boston: FMI y Kluwer), pp. 71-85.

Ferrucci, Gianluigi (2003), "The empirical determinants of emerging economies' sovereign bond spreads", Documento de Trabajo del Banco de Inglaterra N° 205 (Londres: Banco de Inglaterra).

Flood, R. P. y Nancy P. Marion (2000), "Self-fulfilling risk predictions: an application to speculative attacks", *Journal of International Economics*, Vol. 50, pp. 245-268.

Flood, Robert P. y Andrew K. Rose (1999), "Understanding Exchange Rate Volatility Without the Contrivance of Macroeconomics", *Economic Journal*, Vol. 109, pp. F660-F672.

Frankel, Jeffrey A. (1989), "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s", Documento de Trabajo de NBER N° 2856 (Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research).

Frankel, Jeffrey A. (1991), "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s", en *National Saving and Economic Performance*, ed. por B. Douglas Berheim y John B. Shoven. Chicago: University of Chicago Press, pp. 227-260.

Frankel, Jeffrey A. (1992), "Measuring International Capital Mobility: A Review", *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 82 (2), pp. 197-202.

Frankel, Jeffrey A. (2007), "On the Rand: Determinants of the South African Exchange Rate", *South African Journal of Economics*, Economic Society of South Africa, vol. 75 (3), pp. 425-441.

Frankel, Jeffrey A. y Jumana Poonawala (2010), "The Forward Market in Emerging Currencies: Less Biased than in Major Currencies", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 29, pp. 585-598.

Frenkel, Jacob A. y Richard M. Levich (1975), "Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits?", *Journal of Political Economy*, Vol. 83 (2), pp. 325-338.

Froot, Kenneth A. y Richard H. Thaler (1990), "Anomalies: Foreign Exchange", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4 (3), pp. 179-192.

García Herrero, A. y A. Ortiz (2005), "The Role of Global Risk Aversion in Explaining Latin American Sovereign Spreads", *International Finance*, marzo.

Giavazzi, Francesco y Marco Pagano (1988), “Capital Controls and the European Monetary System”, en *International Monetary and Financial Integration - The European Dimension*, ed. por D.E. Fair y C. de Boisseu (Dordrecht, Holanda: Martinus Nijhoff Publishers).

Grandes, Martin y Nicolas Pinaud (2005), “Reducing Capital Cost in Southern Africa”. OECD Development Centre Studies: Paris.

Grandes, Martin (2007), “The Determinants of Sovereign Bond Spreads: Theory and Facts From Latin America”, *Cuadernos de Economía*, Vol. 44 (130), pp. 151-181.

Hausmann, Ricardo, Ugo Panizza y Ernesto Stein (2001), “Why do countries float the way they float?”, *Journal of Development Economics*, Vol. 66 (2), pp. 387-414.

Herring, Richard J. y Richard C. Marson (1976), “The Forward Market and Interest Rates in the Eurocurrency and National Money Markets”, en *Eurocurrencies and the International Monetary System*, ed. por C.H. Stern, J.H. Makin y D.E. Logue (Washington: American Enterprise Institute), pp. 139-163.

Hodrick, Robert J. (1987), *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets* (Chur: Harwood Academic Publishers).

Hviding, Ketil (2005), “Liberalizing Trade and Capital Transactions: An Overview”, en *Post Apartheid South Africa: The First Ten Years*, ed. by Michael Nowak y Luca A. Ricci (Washington D.C.: Fondo Monetario Internacional), pp. 133-141.

Isard, Meter (2006), “Uncovered Interest Parity”, Documento de Trabajo del FMI N° 96 (Próximo a publicarse en Palgrave Dictionary of Economics) (Washington D.C.: Fondo Monetario Internacional).

Johnston, Jack y John DiNardo (1997), *Econometric Methods* (New York: McGraw-Hill, 4ta. ed.).

Kamin, Steven B. y Karsten Von Kleist (1999), “The Evolution and Determination of Emerging Market Credit Spread in the 1990s”, Documento de Trabajo del BPI N° 68 (Basilea: Banco de Pagos Internacionales).

Kumhof, Michael (2001), “International Capital Mobility in Emerging Markets: New Evidence from Daily Data”, *Review of International Economics*, Vol. 9 (4), pp. 626-640.

Lewis, Karen (1995), “Chapter 37: Puzzles in International Financial Markets”, en *Handbook of International Economics*, Vol. III, ed. por Gene Grossman y Kenneth Rogoff (North-Holland: Elsevier), pp. 1913-1971.

Lowenkron, Alexandre y Marcio G. P. Garcia (2005), “Cousin Risks: The Extent and the Causes of Positive Correlation between Country and Currency Risks”, *Textos para discussão*, 507, Departamento de Economía, PUC-Rio.

Macdonald, Ronald y Luca Antonio Ricci (2004), “Estimation Of The Equilibrium Real Exchange Rate For South Africa”, *South African Journal of Economics*, Economic Society of South Africa, Vol. 72 (2), pp 282-304.

Mauro, Paolo, Nathan Sussman y Yishay Yafeh (2002), “Emerging Market Spreads: Then Versus Now”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117 (2), pp. 695-733.

Obstfeld, Maurice (1993), “International Capital Mobility in the 1990s2, Documento de Trabajo de NBER N° 4534 (Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research).

Obstfeld, Maurice y Kenneth Rogoff (1998), “Risk and Exchange Rate”, Documento de Trabajo de NBER N° 6694 (Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research).

Pesaran, Hashem, Yongcheol Shin y Richard J. Smith (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, número especial en homenaje a J. D. Sargan sobre el tema “Studies in Empirical Macroeconometrics”, (eds.) D.F. Hendry y M.H. Pesaran, Vol. 16, pp. 289-326.

Powell, Andrew y Federico Sturzenegger (2003), “Dollarization: The Link Between Devaluation and Default Risk”, en *Dollarization, Debates and Policy Alternatives*, (eds.) F. Sturzenegger y Eduardo Levy-Yeyati. Cambridge MA: Cambridge University Press.

Remolona, E., M. Scatigna M. y E. Wu (2007), "Interpreting Sovereign Spreads", *BIS Quarterly Review*, marzo.

Sarantis, Nicolas (2006), "Testing the Uncovered Interest Parity Using Traded Volatility, a Time-Varying Risk Premium and Heterogenous Expectations", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25 (7), pp. 1168-1186.

Sarno, Lucio y Mark P. Taylor (2002), *Exchange Rate Economics*, (Cambridge, Reino Unido: Cambridge University Press).

Schmukler, Sergio L. y Luis Servén (2002), "Pricing Currency Risk under Currency Boards", *Journal of Development Economics*, Vol. 69 (2), pp. 367-391.

Taylor, Mark P. (1989), "Covered Interest Arbitrage and Market Turbulence", *Economic Journal*, Vol. 99 (396), pp. 376-391.

Uribe, Martin y Vivian Z. Yue (2006), "Country Spreads and emerging countries: Who drives whom?", *Journal of International Economics*, Vol. 69 (1), pp. 6-36.

Wesso, Gilbert (1999), "The forward rate as an optimum predictor of the future spot rate in South Africa: An econometric analysis", Documento Ocasional N° 13 (Pretoria: Banco de la Reserva de Sudáfrica).

Anexo A / Descripción de los datos

Variable	Cálculo	Subcomponentes		Fuente
		Símbolo	Descripción	
VARIABLES DEPENDIENTES				
CP1M , prima a término ZAR/USD a 1 mes (anualizada, en puntos básicos)	$CP1M = 12 \cdot [\ln(F1M) - \ln(S)] \cdot 10.000^{1/}$	F1M	Tipo de cambio a término a 1 mes (ZAR/USD), promedio mensual de datos diarios	Datastream (código: USZAR1F)
		S	Tipo de cambio <i>spot</i> ((ZAR/USD), promedio mensual de datos diarios)	Datastream (código: COMRAN\$)
CP1Y , prima a término ZAR/USD a 1 año (en puntos básicos)	$CP1Y = [\ln(F1Y) - \ln(S)] \cdot 10.000^{1/}$	F1Y	Tipo de cambio a término a 1 año (ZAR/USD), promedio mensual de datos diarios	Datastream (código: USZARYF)
VARIABLES EXPLICATIVAS				
INFDIFFCP1M , diferencial de inflación mensual <i>ex post</i> entre Sudáfrica y Estados Unidos (anualizado, en puntos básicos) ^{2/}	$INFDIFFCP1M = 10.000 \cdot 12 \cdot [\ln(CPIA_{t+1}/CPIA_t) - \ln(CPIUS_{t+1}/CPIUS_t)]^{1/}$	CPISA	Índice de Precios al Consumidor (IPC) de Sudáfrica, observaciones a mitad de mes	Datastream (código: SACONPRCF) y OCDE
		CPIUS	Índice IPC de Estados Unidos, observaciones a mitad de mes	Datastream (código: USOCP009F) y OCDE
INFDIFFCP1Y , diferencial de inflación anual <i>ex post</i> entre Sudáfrica y Estados Unidos (en puntos básicos) ^{2/}	$INFDIFFCP1Y = 10.000 \cdot [\ln(CPIA_{t+12}/CPIA_t) - \ln(CPIUS_{t+12}/CPIUS_t)]^{1/}$	CPISA, CPIUS	Vea más arriba	

Variable	Cálculo	Subcomponentes		Fuente
		Símbolo	Descripción	
VARIABLES EXPLICATIVAS				
REERDEV , desvío del tipo de cambio real respecto de la tendencia a largo plazo (en puntos básicos)	$REERDEV = 10.000^*[\ln(REER_t) - \ln(REERHP)]$	REER	Índice del tipo de cambio real multilateral, observaciones a mitad de mes	Sitio Web del Banco de la Reserva de Sudáfrica (código KBP5367M)
		REERHP	REER filtrado de Hodrik-Prescott (con $\lambda = 14.400$)	Cálculo de los autores
DREER1Y , variación anual del tipo de cambio real (en puntos básicos)	$DREER1Y = 10.000^*[\ln(REER_t) - \ln(REER_{t-12})]$	REER	Índice del tipo de cambio real multilateral, observación a mitad de mes	Sitio Web del Banco de la Reserva de Sudáfrica (código KBP5367M)
DREER1M , variación mensual del tipo de cambio real (anualizada, en puntos básicos)	$DREER1M = 12^*10.000^*[\ln(REER_t) - \ln(REER_{t+1})]$			
REER\$DEV , desvío del tipo de cambio real ZAR-USD respecto de la tendencia de largo plazo (en puntos básicos)	$REER$DEV = 10.000^*[\ln(REER\$_t) - \ln(REER\$HP)]$	REER\$=	Índice del tipo de cambio real bilateral ZAR-USD, observaciones a mitad de mes.	Cálculo de los autores
		S ⁺ CPIUS/	Vea más arriba para S, CPIUS y CPISA	
		CPISA		
		REER\$HP	REER\$ filtrado de Hodrik-Prescott (con $\lambda = 14.400$)	Cálculo de los autores
DRER\$1Y , variación anual del tipo de cambio real (en puntos básicos)	$DRER$1Y = 10.000^*[\ln(REER\$_t) - \ln(REER\$_{t-12})]$	REER\$	Índice del tipo de cambio real bilateral ZAR-USD, observaciones a mitad de mes.	Cálculo de los autores
DREER\$1M , variación mensual del tipo de cambio real (anualizada, en puntos básicos)	$DREER$1M = 12^*10.000^*[\ln(REER\$_t) - \ln(REER\$_{t-1})]$	REER\$	Índice del tipo de cambio real bilateral ZAR-USD, observaciones a mitad de mes.	Cálculo de los autores

Variable	Cálculo	Subcomponentes		Fuente
		Símbolo	Descripción	
Variables explicativas				
CBOEVIX , cotización de cierre del índice de volatilidad (VIX) de la Bolsa de Opciones de Chicago (en puntos básicos)	$CBOEVIX = 100 \sqrt{VIX}$	VIX	Volatilidad esperada del mercado bursátil durante los siguientes 30 días calendario, estimada sobre la base de los precios ponderados de opciones <i>out-of-the money</i> en el Índice Bursátil S&P 500, promedio mensual de observaciones diarias ^{3/}	Sitio Web de la Bolsa de Opciones de Chicago (código: SPX VIX cierre)
VOLA1Y , volatilidad implícita de las opciones en divisas ZAR-USD a 1 año (en puntos básicos)	$VOLA1Y = 100 \sqrt{USDZARV1Y}$	USDZARV1Y	Volatilidad de la opción USD-ZAR implícita a 1 año, promedio mensual de observaciones diarias	Bloomberg
VOLA1M , volatilidad implícita de las opciones en divisas ZAR-USD a 1 mes (en puntos básicos)	$VOLA1M = 100 \sqrt{USDZARV1M}$	USDZARV1M	Volatilidad implícita de la opción USD-ZAR a 1 mes, promedio mensual de observaciones diarias	Bloomberg
BONDS , tenencias privadas relativas mundiales de bonos gubernamentales domésticos y externos	$BONDS = \ln(B) - \ln(B') - \ln(S)$	S	Rand sudafricano/ US\$ tipo de cambio <i>spot</i> (ZAR/USD), fin de mes	Datastream (código: COMRAN\$)
		B y B*	Deuda total del gobierno (línea 88) menos títulos del gobierno en poder de las autoridades monetarias sobre el gobierno central (línea 12a) para Sudáfrica y Estados Unidos, respectivamente, a fin de mes	FMI, Estadísticas Financieras Internacionales

Notas:

^{1/} Calculada como implícita por las fórmulas de la Sección II.3.

^{2/} Un diferencial similar se calculó sobre la base de índices *core* de precios al consumidor de Datastream (para EE.UU.: IPC todos los rubros menos alimentos y energía, código: USCPXFDEF; para Sudáfrica: IPC *core*, código: SACPCORMF).

^{3/} Si desea detalles sobre el cálculo de VIX, vea Chicago Board Options Exchange (2003)

Anexo B / Pruebas econométricas

Pruebas de raíz unitaria

Tabla B.1 / Pruebas de raíz unitaria Philips-Perron y Dickey-Fuller Aumentada (ADF) para variables en niveles y primeras diferencias 1997:01 2008:12

Variable	Prueba PP (con intercepción sin tendencia)		Prueba ADF (con intercepción sin tendencia)		
	H0: $\gamma = 0$, τ -valor	Valor p de MacKinnon de un solo lado	Número óptimo de rezagos (máx. 12 meses) basado en SIC	H0: $\gamma = 0$, τ -valor	Valor p de MacKinnon de un solo lado
CP1M	-1,929909	0,3179	1	-1,791330	0,3800
CP1Y	-2,315217	0,1686	1	-2,487479	0,1206
INFDIFFCP1M	-7,497790	0,0000***	0	-7,197310	0,0000***
INFDIFFCP1Y	-1,951680	0,3080	1	-0,965941	0,7640
REERDEV	-2,039071	0,2700	1	-2,315115	0,1686
DREER1Y	-2,765583	0,0659*	1	-3,116388	0,0276**
DREER1M	-10,05917	0,0000***	1	-9,387873	0,0000***
RER\$DEV	-3,391893	0,0128**	1	-4,201249	0,0009***
DRER\$1Y	-2,273015	0,1822	1	-2,709704	0,0749*
DRER\$1M	-8,647449	0,0000***	0	-8,690447	0,0000***
CBOEVIX	-2,105720	0,2428	2	-1,604409	0,4777
VOLA1Y	-1,343084	0,6077	0	-1,100398	0,7141
VOLA1M	-3,533217	0,0087***	0	-3,587199	0,0074***
BONDS	0,335585	0,9794	1	-0,407314	0,9037
Δ CP1M	-8,019219	0,0000***	0	-8,064632	0,0000***
Δ CP1Y	-6,270944	0,0000***	0	-6,239399	0,0000***
Δ INFDIFFCP1M	-33,16538	0,0001***	1	-13,82722	0,0000***
Δ INFDIFFCP1Y	-7,232171	0,0000***	11	-6,470757	0,0000***
Δ REERDEV	-10,21413	0,0000***	1	-9,860273	0,0000***
Δ DREER1Y	-9,948411	0,0000***	0	-10,01934	0,0000***
Δ DREER1M	-30,11484	0,0001***	6	-9,659009	0,0000***
Δ RER\$DEV	-9,207519	0,0000***	1	-9,444946	0,0000***
Δ DRER\$1Y	-7,640903	0,0000***	0	-7,812859	0,0000***
Δ DRER\$1M	-42,71372	0,0001***	6	-9,227662	0,0000***
Δ CBOEVIX	-10,31478	0,0000***	1	-10,31193	0,0000***
Δ VOLA1Y	-9,313592	0,0000***	0	-9,395256	0,0000***
Δ VOLA1M	-13,61162	0,0000***	1	-10,12687	0,0000***
Δ BONDS	-8,437490	0,0000***	0	-8,630634	0,0000***

Notas: La ecuación para la prueba de Philips-Perron es $\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$ y la ecuación para la prueba Dickey-Fuller Aumentada es $\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$ para $j = 1, \dots, p$. Para ambas pruebas, H0: $\gamma = 0$. ***, ** y * significatividad estadística promedio a los niveles 1%, 5% y 10% respectivamente.

Procedimiento de contraste con bandas de Pesaran, Shin y Smith (2001)

Tabla B.2 / Procedimiento de contraste con bandas para la ecuación de prima cambiaria a 1 año

$p=q$	Akaike	Schwarz	Est-T de las variables de niveles	Valor p de $Q(1)$	Valor p de $Q(4)$	Valor p de $Q(13)$	$\chi^2_{SC}(1)$ (valor p)	$\chi^2_{SC}(4)$ (valor p)
1	9,823071	10,12746	11,51523	0,484	0,781	0,358	0,478296	0,796621
2	9,845177	10,30176	3,984809	0,868	0,851	0,341	0,601817	0,793291
3	9,929763	10,53854	3,239831	0,969	0,867	0,235	0,848206	0,750831
4	10,03681	10,79779	2,166725	0,798	0,971	0,185	0,068449	0,309645
5	9,957688	10,87086	1,951144	0,812	0,926	0,493	0,548132	0,381009
6	9,934255	10,99962	3,029514	0,772	0,723	0,572	0,408728	0,081891
7	10,02225	11,23981	2,784702	0,666	0,865	0,620	0,040536	0,037829
8	9,882372	11,25213	2,828270	0,908	0,945	0,803	0,806735	0,443675
9	9,722394	11,24435	5,063728	0,062	0,271	0,821	0,000088	0,000097

Notas: esta tabla muestra los criterios de información de Akaike (AIC) y Schwarz (SIC), el estadístico Q de Ljung-Box, las pruebas LM de Breusch-Godfrey para la correlación serial [$\chi^2_{SC}(p)$] y el estadístico F para $H_0: \alpha = \beta_j = 0$ para $j = \text{INFIDIFFCPI1Y, DREER1Y, CBOEVIX, y VOLA1Y}$ para nueve especificaciones ARDL(p,q) de la ecuación de prima cambiaria a 1 año. **Paso 1:** dada la importancia de los errores sin correlación serial para la validez de la prueba de contraste con bandas, basamos la elección de la longitud apropiada del rezago en AIC. Dado que se encuentra el AIC mínimo que depende de la ausencia de correlación serial para $p = q = 1$, elegimos una especificación ARDL(1,1) para la ecuación a 1 año. **Paso 2:** para $k = 4$, las bandas del estadístico F crítico al nivel del 5% de acuerdo con Pesaran, Shin y Smith (2001) son 2,86 y 4,01, respectivamente. Como el estadístico F para ARDL(1,1) es igual a 11,52 y se ubica por encima de la banda crítica superior, concluimos que existe una relación a largo plazo entre las variables del lado derecho de la ecuación a largo plazo.

Tabla B.3 / Procedimiento de contraste con bandas para la ecuación de la prima cambiaria a 1 mes

$p=q$	Akaike	Schwarz	Est-F de las variables de niveles	Valor p de $Q(1)$	Valor p de $Q(4)$	Valor p de $Q(13)$	$\chi^2_{SC}(1)$ (valor p)	$\chi^2_{SC}(4)$ (valor p)
1	10,41701	10,71476	8,035055	0,887	0,880	0,387	0,884929	0,866702
2	10,33138	10,77801	4,567137	0,966	0,875	0,177	0,921810	0,845916
3	10,34590	10,94141	3,907133	0,831	0,905	0,148	0,500867	0,820051
4	10,34262	11,08700	2,696664	0,618	0,568	0,116	0,150338	0,095592
5	10,35109	11,24435	2,329949	0,773	0,733	0,507	0,395597	0,067855
6	10,27447	11,31660	3,595673	0,453	0,681	0,112	0,066579	0,142142
7	10,35063	11,54165	3,542922	0,880	0,533	0,170	0,525568	0,021417
8	10,32730	11,66719	4,088105	0,802	0,815	0,308	0,490698	0,059385
9	10,41225	11,90101	2,616771	0,516	0,517	0,189	0,000267	0,000083

Notas: Esta tabla muestra los criterios de información de Akaike (AIC) y Schwarz (SIC), el estadístico Q de Ljung-Box, las pruebas LM de Breusch-Godfrey para la correlación serial [$\chi^2_{SC}(p)$] y el estadístico F para $H_0: \alpha = \beta_j = 0$ para $j = \text{INFIDIFFCPI1Y, DREER1M, CBOEVIX, y VOLA1M}$ para nueve especificaciones ARDL(p,q) de la ecuación de prima cambiaria a 1 mes. **Paso 1:** dada la importancia de los errores sin correlación serial para la validez de la prueba de contraste con bandas, basamos la elección de la longitud apropiada del rezago en AIC. Dado que se encuentra el AIC mínimo que depende de la ausencia de correlación serial para $p = q = 1$, elegimos una especificación ARDL(2,2) para la ecuación a 1 mes. **Paso 2:** para $k = 4$, las bandas del estadístico F crítico al nivel del 5% de acuerdo con Pesaran, Shin y Smith (2001) son 2,86 y 4,01, respectivamente. Como el estadístico F para ARDL(2,2) es igual a 4,57 y se ubica por encima de la banda crítica superior, concluimos que existe una relación a largo plazo entre las variables del lado derecho de la ecuación a largo plazo.