



Índice de desbalance macroeconómico

◆ Carolina Arteaga Cabrales ◆ Carlos Huertas Campos ◆
◆ Sergio Olarte Armenta* ◆

La reciente crisis financiera internacional volvió a dar relevancia a la formación de ciertos desbalances macroeconómicos que pueden aumentar las vulnerabilidades de una economía frente a choques adversos. En el caso de las economías emergentes, flujos elevados de capital podrían exacerbar estos desequilibrios e intensificar sus efectos negativos. Así, este trabajo se enfoca en cuatro variables que la literatura económica ha identificado como generadoras de señales en la formación de desbalances macroeconómicos: la cuenta corriente, la tasa de cambio real, el crédito y los precios de la vivienda. Para cada una de ellas se calcularon desviaciones sobre sus medidas de largo plazo y a partir de su componente principal se construyó un índice de desbalance macroeconómico (IDM). El IDM para Colombia, al igual que un índice similar para diez países, mostró que en 21 episodios de crisis estudiados se presentaron desbalances macroeconómicos, y se observó una relación positiva entre el nivel acumulado del IDM y la probabilidad de crisis a un año.

La reciente crisis financiera internacional volvió a poner sobre la palestra los desbalances macroeconómicos globales y locales que generan o exacerban las vulnerabilidades de una economía frente a un choque adverso, y que pueden contribuir a que se presenten crisis futuras. En esta línea de investigación, la literatura ha identificado

* Los autores son, en su orden, profesional especializada, director y profesional experto del Departamento de Programación e Inflación. Los resultados y opiniones son responsabilidad exclusiva de los autores y su contenido no compromete al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Agradecen las sugerencias y comentarios de Luis Fernando Melo y Norberto Rodríguez, y la valiosa colaboración de Juan Sebastián Amador.

varios desequilibrios que han precedido a caídas en el producto, tales como excesos de crédito, sobrevaloraciones en los precios de los activos, elevados déficits de cuenta corriente o desalineamientos en la tasa de cambio real, entre otros (Kaminsky, Lizondo y Reinhart, 1998; Tenjo y López, 2010).

Por lo anterior, el presente trabajo tiene como objetivo construir un indicador de desbalances macroeconómicos (IDM) para Colombia, utilizando algunas de las variables que identifica la literatura como de alerta temprana. Los pasos que se siguieron fueron los siguientes:

- Las variables utilizadas para calcular el indicador son: la cuenta corriente, la tasa de cambio real, los precios de la vivienda y el crédito.
- Para cada variable se intentó tener tres medidas de largo plazo, donde la más sencilla es la que resulta del filtro de Hodrick y Prescott (HP). Otra surge a partir del vector de cointegración de un modelo por vectores de corrección del error (VEC, por su sigla en inglés), teniendo en cuenta los principales fundamentos que explican cada variable. La última se obtuvo con datos de panel para varios países con el fin de tener mayor representatividad y comparabilidad internacional. Debido a restricciones de información para algunas de las variables, no se pudieron aplicar las tres metodologías (sección I).
- Se calculó la distancia entre el valor observado y sus medidas de largo plazo. El promedio simple de estas brechas para cada variable representa su serie de desbalance (sección I).
- Para poder compararlas, las cuatro series de desbalances se estandarizaron y, posteriormente, el IDM se calculó como su promedio ponderado. La representatividad de cada una se obtuvo con la metodología de componentes principales (sección II).

Una propiedad deseable del indicador es que niveles positivos antecedan a las crisis

financieras. Para verificar esta propiedad también se construyó el IDM para once países, utilizando como medida de largo plazo el filtro de HP. Al tiempo, se definió crisis como la caída anual del producto interno bruto (PIB) trimestral por dos trimestres consecutivos. Los resultados, que se presentan en la sección III, muestran que todas las 21 crisis fueron antecedidas por valores positivos del IDM. Adicionalmente, a partir de ciertos niveles acumulados del indicador, sus aumentos incrementan la probabilidad de que se presente una crisis en el siguiente año.

Por último, es necesario resaltar que el IDM resulta de estimar variables no observables. Ello implica que no se pueden obtener los errores de pronóstico ni los niveles de confianza para un rango determinado. En la sección II se enumeran otros aspectos por tener en cuenta al momento de querer utilizar el IDM como una herramienta adicional de política económica.

I. Desequilibrios macroeconómicos

En economías emergentes la teoría económica argumenta que la entrada de capitales trae efectos positivos inherentes a la transmisión de conocimiento e incrementos en la productividad. No obstante, autores como Calvo (2011) y Agosin y Huaita (2009) sugieren que estos flujos también pueden contribuir a formar desequilibrios. Ingresos persistentes de capital también se asocian con apreciaciones reales y con un significativo deterioro en la cuenta corriente. Estos períodos también suelen estar acompañados de un incremento en la oferta de crédito y de una sobrevaloración en los precios de los activos. Trabajos como el de Reinhart y Reinhart (2009) muestran cómo, posterior al auge de capitales, se pueden presentar crisis cambiarias y financieras.

A continuación se calculan los desequilibrios para la cuenta corriente, la tasa de cambio real, los precios de la vivienda y el crédito. Para tal efecto, en cada una de ellas se estiman medidas de largo plazo y se miden las brechas como distancia entre la serie observada y dichas

estimaciones. El desequilibrio para cada variable resulta del promedio simple de las brechas.

A. La cuenta corriente (CC) y medidas de sostenibilidad

El déficit en la CC representa una acumulación de obligaciones en determinado período (trimestre, año, etc.) de un país con el resto del mundo. La sostenibilidad del déficit en la CC depende de los fundamentales que soportan los ingresos presentes y futuros de la economía. Así, por ejemplo, si la ampliación del déficit en la CC obedece a una caída en el ahorro y no a una mayor inversión, ello podría ser consecuencia de un gasto público excesivo o de un consumo elevado e insostenible.

No obstante, un período de déficit en la CC también puede ser el resultado de una mayor inversión dirigida a tecnología, que lleve a aumentos en la productividad y contribuya con una senda de crecimiento sostenible. De igual forma, puede ser un indicador de un comercio intertemporal adecuado, atribuible a un choque pasajero o a un cambio demográfico.

En la historia varios períodos de déficits elevados y persistentes en la CC han sido relacionados con posteriores crisis cambiarias y con choques negativos al producto. Ejemplo de dichas crisis fueron las presentadas en Chile y México (1980), en el Reino Unido y los países nórdicos (finales de 1980), México y Argentina (mediados de 1990), en los países de Asia oriental (finales de 1990) y los países del este de Europa (2009). Sin embargo, la experiencia también indica que grandes desequilibrios externos no implican necesariamente que una crisis se aproxime. Por lo anterior, en esta sección se presentan tres metodologías que intentan evaluar la sostenibilidad de la CC.

1. CC como relación de largo plazo entre ingresos y egresos

En esta metodología (Baharumshah *et al.*, 2003) la sostenibilidad de la CC se sustenta en la relación de largo plazo que debería existir

entre sus ingresos y sus egresos. Si dicha relación, en promedio, es uno a uno y la diferencia entre estas dos variables es cero, se dice que la CC es sostenible en sentido estricto. En términos estadísticos, se debe encontrar que los ingresos y egresos de la CC deben estar cointegrados con un vector $[1, -1]$ y sin constante. Si el vector de cointegración existe, pero es diferente al anterior o la constante es diferente de cero, se dice que la CC es sostenible pero en sentido débil.

El modelo que justifica la anterior definición parte de la restricción presupuestal de un hogar con vida infinita (1), que puede pedir prestado y otorgar préstamos libremente en el mercado internacional:

$$C_0 = Y_0 + \Delta B - I_0 - r_0 B_{-1} \quad (1)$$

Donde C_0 representa el consumo actual, Y_0 es el PIB más las transferencias netas (TR), I_0 la inversión, r_0 la tasa de interés sobre los activos externos netos, $\Delta B = B_0 - B_{-1}$ es el cambio en la deuda neta con el extranjero y B_{-1} es el acumulado neto de la deuda externa del país un período atrás.

La cuenta corriente se define como $CC_0 = BC_0 + TR_0 - r_0 B_{-1} = X_0 - M_0 + TR_0 - r_0 B_{-1} = Y_0 - r_0 B_{-1} - C_0 - I_0^1$, donde BC es la balanza comercial: exportaciones (X) menos importaciones (M). Partiendo de lo anterior, y definiendo el factor de descuento como $\mu_t = \prod_{s=1}^t [1/(1+r_s)]$, la restricción intertemporal de (1) para todos los períodos puede ser escrita como:

$$B_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \mu_t BC_t + \lim_{n \rightarrow \infty} \mu_n B_n \quad (2)$$

Si el último término en (2) es igual a cero, la deuda del país sería igual al valor presente del déficit (o superávit) comercial futuro. Por el contrario, si dicho término es mayor que cero podrían darse dos opciones: i) que

¹ Según las cuentas nacionales la CC es la resta entre el ahorro y la inversión, por lo que usando (1) el ahorro se define como $S = Y_0 - r_0 B_{-1} - C_0$.

sea positivo, y entonces el país podría estar generando una deuda no sostenible, o ii) que sea negativo, y por ende el país estaría tomado decisiones no óptimas en el sentido de Pareto (Husted, 1992).

Para evaluar la ecuación (2), empíricamente lo que se intenta verificar es que la historia de la CC refleje una relación de largo plazo entre los ingresos y egresos que la componen. Así, si la tasa de interés real es estacionaria, $X_t \sim I(1)$ y $M_t \sim I(1)$, y con otros supuestos adicionales, Husted (1992) encuentra la siguiente ecuación por valorar:

$$M_t^* = \alpha + \beta X_t + e_t \tag{3}$$

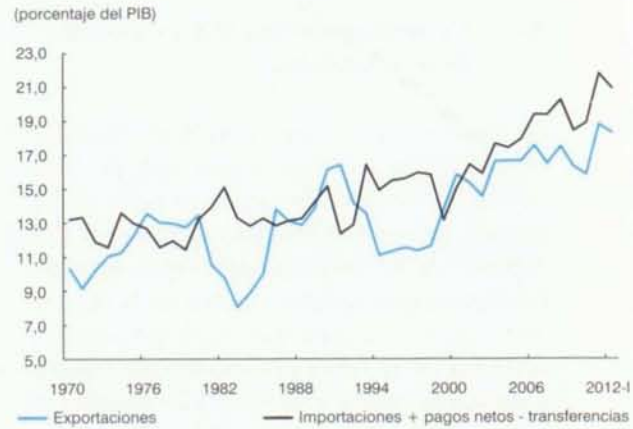
Allí se supone que en una economía pequeña y abierta los egresos son endógenos a los ingresos, donde $M_t^* = (M_t + r_t B_{t-1} + TR_t)$ son las importaciones de bienes y servicios más los pagos netos de intereses y las transferencias netas. La condición necesaria (sentido débil) de la economía para satisfacer su restricción presupuestaria intertemporal, es que el error de la estimación sea estacionario: $e_t \sim I(0)$. Lo que es análogo a encontrar un vector (α, β) tal que la CC sea estacionaria:

$$CC_t = M_t^* - \alpha - \beta X_t = e_t \tag{4}$$

La condición necesaria y suficiente (sentido estricto) que satisface la restricción presupuestaria intertemporal se da cuando $(\alpha, \beta) = (0, 1)$ y $e_t \sim I(0)$. En otras palabras, si X y M^* están cointegrados con el vector $b = (1, -1)$, entonces se dice que la economía satisface de forma fuerte su restricción presupuestal intertemporal en el largo plazo.

En el Gráfico 1 se muestran los ingresos y egresos de la CC para el periodo 1970-2012. De acuerdo con estos, los ingresos por exportaciones han sido consistentemente inferiores a los egresos, lo que se traduce en un déficit en la CC promedio de 1,6% del PIB para el período. Adicionalmente, a partir de 2000 la pendiente positiva de los egresos es más pronunciada.

Gráfico 1
Ingresos y egresos de la cuenta corriente



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

En el Cuadro 1 se muestran las pruebas de cointegración entre (X_t, M_t^*) después de haber verificado que las series son $I(1)$ (Anexo). De acuerdo con ellas, tanto la prueba de la traza como la de máximo valor propio (*eigenvalue*) indican la presencia de cointegración al 5% de significación. La estimación de la relación de cointegración se muestra en la ecuación (5):

$$0 = 1,26 + 1M_t^* + 1,21X_t \tag{5}$$

(0,22)

Según la definición, la CC de Colombia ha sido sostenible en “sentido débil”, es decir, en el período considerado los ingresos y egresos no se desviaron el uno del otro persistentemente. Las pruebas no permitieron aceptar la hipótesis $(\alpha, \beta) = (0, 1)$, lo que sugiere que en Colombia no se cumple la condición de sostenibilidad en el sentido estricto.

Como la CC de largo plazo $\{\overline{CC}\}_t$ debe ser estacionaria, una posibilidad para estimar su sendero es representar la CC observada como en (6), es decir, como la suma entre la \overline{CC}_t y desalienamientos entre los egresos sostenibles (M_t^*) y sus valores registrados (M_t). Los egresos sostenibles (7) se definen como aquellos que tienen una relación positiva de largo plazo con los ingresos (X_t):

Cuadro 1
Prueba de cointegración

Núm. de vectores de cointegración	Eigenvalue (EV)	Estadístico de la traza	Prob. (EV)	Prob. (traza)
Ninguno	0,320383	15,84543	0,0227	0,0366
Máximo 1	0,000248	0,010161	0,9623	0,9623
Prueba sobre los residuos				
Portmanteau (4)	Test LM(4)	Jarque Bera conjunto		
0,875	0,9269	0,636		

Fuente: cálculos de los autores.

$$CC_t = \overline{CC}_t + M_t^* - M_t \quad (6)$$

$$M_t^* = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Remplazando (7) en (6), y utilizando el hecho de que $CC_t = X_t - M_t$, la \overline{CC}_t se obtiene:

$$\overline{CC}_t = -\alpha + (1-\beta) X_t - \varepsilon_t \quad (8)$$

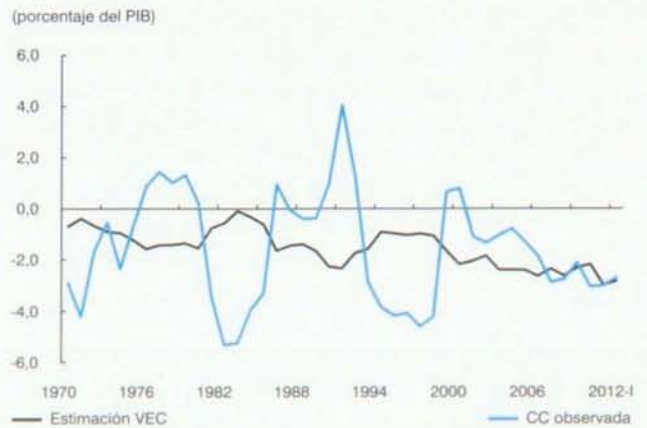
El Gráfico 2 muestra la estimación que surge de aplicar el vector de cointegración estimado, es decir, aquel nivel de CC estacionaria ($CC^* \sim I(0)$) en el período considerado. Es importante anotar que esta estimación no tiene en cuenta la deuda contraída al inicio de la muestra y tampoco permite sostener déficits actuales con superávits futuros por fuera de la muestra.

2. CC sostenible según estimación de panel de datos

La información se refiere a países en desarrollo, lo cual permite ver la relación que ha tenido la CC con sus fundamentos a lo largo del tiempo y entre países que comparten características similares. La muestra incluye datos de 38 países en desarrollo entre 1970 a 2008 (Arteaga et al., 2011). A continuación se describen cada uno de los determinantes que se usaron y el signo esperado:

- *Balance fiscal*: una mejora de este indicador tiene un efecto positivo sobre la CC.

Gráfico 2
Cuenta corriente (CC) y estimación VEC



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

En el largo plazo el menor nivel de gasto o mayor nivel de impuestos disminuye el consumo y, por tanto, aumenta el ahorro.

- *Activos externos netos (AEN)*: Lee et al. (2008) identifican dos efectos opuestos, uno positivo debido a que un incremento del nivel de AEN genera un mayor ingreso de intereses, y otro negativo que se debe a que los países tienden a generar mayores déficits comerciales como respuesta al aumento de los AEN. No obstante, estos autores aclaran que se debería esperar un efecto neto positivo de acuerdo con lo que predicen diversos modelos macroeconómicos en economía abierta.

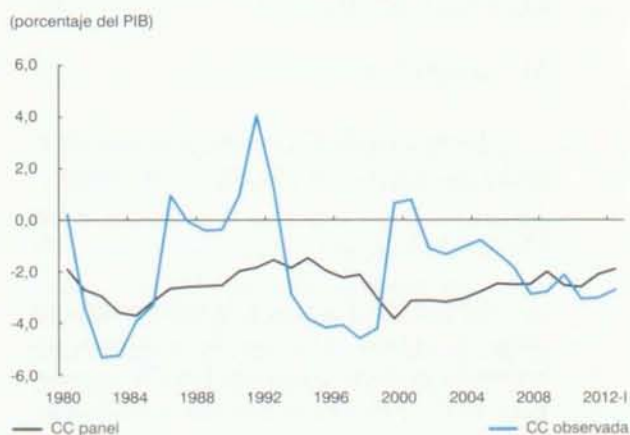
- **Ingreso relativo:** cociente del ingreso per cápita de cada país con respecto al de los Estados Unidos. Este cociente es un indicador del estado de desarrollo económico. También, se incluye al cuadrado con el fin de controlar posibles no linealidades en la relación entre el ingreso relativo y la CC. Siguiendo a Chinn y Prasad (2003), la relación esperada tiene forma de u , puesto que los países inicialmente necesitan altos niveles de endeudamiento para desarrollarse, pero en etapas posteriores de desarrollo aumentan su nivel de AEN. Esta dinámica es afín con la hipótesis de etapas de desarrollo.
- **Variable demográfica:** en países en desarrollo con altas tasas de natalidad, estas variables demográficas cumplen un papel importante, ya que el tamaño de la población que no está en edad de trabajar es alto comparado con el de la población en edad de trabajar. Para esta variable se espera que la relación con la CC sea negativa ya que una mayor proporción de población dependiente económicamente reduce el ahorro nacional y, por tanto, produce un deterioro de la CC. En la estimación se incluye la proporción de la población menor a 15 años y mayor a 65 con respecto al total de la población en edad de trabajar.
- **Volatilidad de los términos de intercambio (TI):** esta variable es importante para determinar las fluctuaciones de mediano plazo de la CC, ya que los agentes la tienen en cuenta para tomar decisiones de consumo y ahorro. De esta forma, si existe un nivel mayor de volatilidad, los agentes incrementan su ahorro para suavizar su consumo frente a mayor incertidumbre acerca de sus ingresos futuros. Desde este punto de vista, el signo esperado de la relación es positivo. No se incluye el nivel de los términos de intercambio, puesto que al ser índices se eliminaría la dimensión transversal del panel; adicionalmente, el efecto de variaciones en el nivel de los TI se recogen en buena parte en los

AEN, por esta razón no se incluyen como una variable explicativa adicional.

En la ecuación (9) y en el Gráfico 3 se muestra la estimación de la CC sostenible de acuerdo con sus fundamentales.

$$CC_t = -0,027 + 0,243balfiscal + 0,031AENPIB + 0,262ING^2 - 0,121DEMOG + 0,038VOLTINT \quad (9)$$

Gráfico 3
Cuenta corriente (CC) y estimación panel



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

3. CC según AEN sobre PIB en un nivel de tendencia

En esta alternativa la CC sostenible se define como aquella que mantiene la razón de AEN a PIB en su valor de largo plazo. Lo anterior es equivalente a una posición de balanza de pagos donde el déficit de CC es compensado por flujos sostenibles de capital internacional.

Siguiendo a Edwards (2005), una manera de determinar esta CC^* sostenible es suponer una razón de posición de inversión internacional neta (PII) a PIB en su nivel de tendencia. En otras palabras, que la tasa de crecimiento del PIB en dólares debe ser igual a la tasa de aumento de los pasivos internacionales netos.

Dado que el déficit de CC corresponde al cambio en la PII, esto se traduce en:

$$\frac{\Delta PII}{PII} = \frac{CC^*}{PII} = g + \pi - \Delta e \quad \text{p} \quad \frac{CC^*}{PIB} = (g + \pi - \Delta e) \frac{PII}{PIB} \quad (10)$$

Donde g es la tasa de crecimiento real del producto, π es la inflación y Δe es la tasa de depreciación nominal; todas ellas en su nivel de tendencia. Si además se supone que se cumple la paridad de poder de compra relativo (PPCR), $\pi - e = \pi^*$, donde π^* es la inflación externa relevante, la expresión anterior se simplifica a:

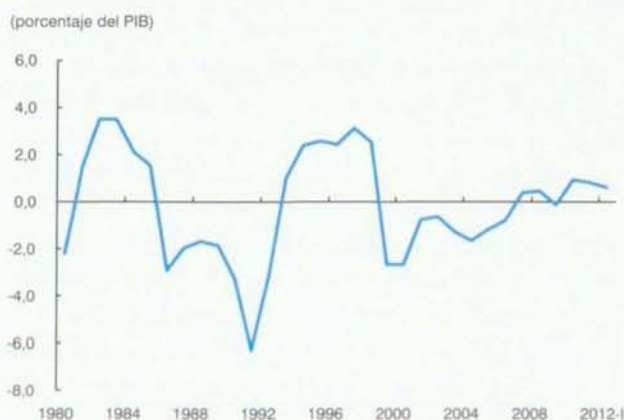
$$\frac{CC^*}{PII} = g + \pi^* \quad \text{p} \quad \frac{CC^*}{PIB} = (g + \pi^*) \frac{PII}{PIB} \quad (11)$$

Para calcular CC^*/PIB en (11) se utilizó la serie de crecimiento potencial de Colombia² como los valores g . En el caso de π^* y PII/PIB , se refiere al filtro de HP aplicado, en su orden, a la inflación de socios comerciales y a los AEN/PIB (Gráfico 4).

En conclusión, las tres medidas de CC de largo plazo surgen de: i) una relación de

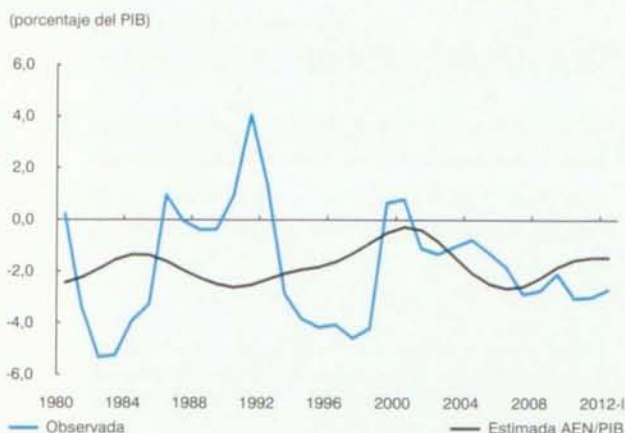
largo plazo entre sus ingresos y egresos, aplicando modelos VEC; ii) la que resulta de sus fundamentales macroeconómicos con una metodología de datos de panel aplicada a varios países, y iii) la que asume unos AEN en sus niveles de tendencia, donde se usa principalmente el filtro de HP. Para cada una de ellas se calculó la brecha (la observada menos la CC de largo plazo) y el promedio de estos resultados se utilizó como una estimación del desequilibrio en la CC (Gráfico 5).

Gráfico 5
Brecha de la cuenta corriente



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico 4
Cuenta corriente y estimación AEN de largo plazo



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

² Estimada por el equipo técnico del Banco de la República y publicada en el Informe sobre Inflación.

B. Tasa de cambio real (TCR) y su medida de largo plazo (TCRLP)

La TCR compara el precio de una canasta de bienes y servicios en la misma moneda. Como indicador de los precios interno (P) y externo (P^*) se utiliza generalmente el índice de precios al consumidor (IPC). La tasa de cambio nominal (E) se refiere al número de unidades monetarias locales que se requieren para adquirir una unidad monetaria externa (12). En la ecuación (13) se muestra su definición y en la (9) los cambios en logaritmos.

$$TCR_t = (E_t P_t^*) / P_t \quad (12)$$

$$q_t = e_t + \pi_t^* - \pi_t \quad (13)$$

En las siguientes secciones se supondrá que la proporción de bienes y servicios no transables en el IPC es α y la de transables es $1 - \alpha$. El mismo supuesto se hará para el país externo, el cual se notará con (*). Así, la inflación del país local (π) y la del extranjero (π^*) en la ecuación (13) puede expresarse como una combinación lineal del cambio en los precios de estas dos canastas: transables (T) y no transables (N):

$$\pi_t = \alpha \pi_t^N + (1-\alpha) \pi_t^T \quad (14 a) \quad \pi_t^* = \alpha^* \pi_t^{N^*} + (1-\alpha^*) \pi_t^{T^*} \quad (14 b)$$

En algunas economías desalineamientos prolongados de la TCR de su nivel de largo plazo (TCRLP) han antecedido a crisis de balanza de pagos o a choques negativos al crecimiento económico (Kaminsky, Lizondo y Reinhart, 1998; Caputo y Núñez, 2008). La situación registrada en Colombia a finales de los años noventa fue un ejemplo de ello, donde posterior a una fuerte apreciación real (en parte como respuesta a un elevado ingreso de capitales), se presentó un cierre acelerado de la CC, una caída del producto y un aumento en el desempleo.

En este contexto, desviaciones significativas y prolongadas de la TCR de la TCRLP podrían indicar la formación de un desbalance macroeconómico, que traería consecuencias negativas sobre la estabilidad económica de un país. Por ello, a pesar de que la TCRLP sea una variable no observable, es importante contar con metodologías para evaluar sus posibles desalineamientos.

La literatura económica ha encontrado diferentes formas de definir y aproximarse al concepto de TCRLP, dentro de los cuales se encuentran: la PPCR, el *Behavioral Equilibrium Exchange Rate* (BEER), y el *Fundamental Equilibrium Exchange Rate* (FEER). A continuación se hará un breve resumen y se elegirá una metodología para evaluar la TCRLP según cada uno de ellos.

1. La paridad del poder de compra relativo (PPCR)

La PPCR establece que la variación en la tasa de cambio nominal de un país (e)³ está determinada por la diferencia entre los cambios de precios de los bienes T que produce cada uno de ellos —ecuaciones (11) y (12)—:

$$e_t = \pi_t^T - \pi_t^{T^*} \quad (15 a) \rightarrow e_t + \pi_t^{T^*} - \pi_t^T = 0 \quad (15 b)$$

Si el supuesto dado en (15 b) se incluye en la ecuación (13), junto con (14 a) y (14 b), se obtiene:

$$q_t = e_t + \alpha^* \pi_t^{N^*} + (1-\alpha^*) \pi_t^{T^*} - \alpha \pi_t^N - (1-\alpha) \pi_t^T \\ = \frac{e_t + \pi_t^{T^*} - \pi_t^T}{PPCR} + \frac{\alpha^* (\pi_t^{N^*} - \pi_t^T) - \alpha (\pi_t^N - \pi_t^T)}{\text{Efecto Balassa Samuelson y otros}^4} \quad (16 b)$$

El primer término de la ecuación (16b) se refiere a la PPCR, el cual debería ser igual a cero siempre y cuando no existan choques de corto plazo que la alejen de esta condición. El segundo término es un componente que varía fundamentalmente con los cambios en la demanda relativa entre T y N o por cambios en la productividad.

En el caso de la demanda relativa entre los dos tipos de canastas, la de N depende principalmente de cambios en el ingreso nacional, de la tasa de interés real y de choques exógenos, como por ejemplo, aumentos no esperados en el gasto público. Si todos estos generan en conjunto un mayor gasto, la demanda

³ La tasa de cambio se expresa como número de unidades de moneda local que se deben dar por una unidad del país foráneo. Así, e se refiere a la devaluación nominal de la moneda local en términos de la extranjera.

⁴ Los otros efectos hacen referencia a factores que alteran la demanda relativa entre bienes transables y no transables, como cambios en el ingreso nacional, choques exógenos de gasto público, entre otros.

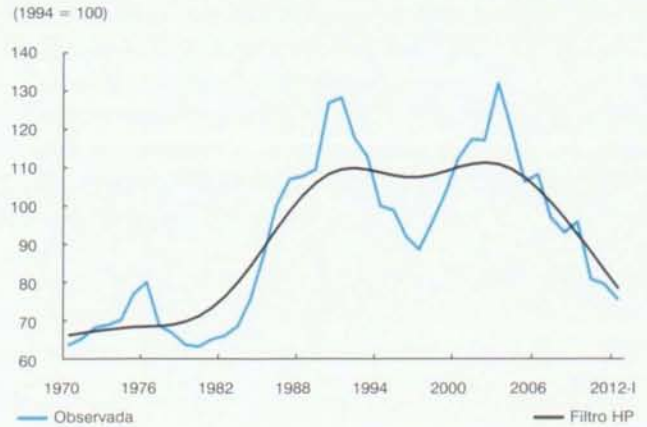
de T y N aumentaría. Sin embargo, en una economía pequeña y abierta, la demanda de T puede ser abastecida desde el exterior, mientras que la de N solo puede suplirse internamente. Por esta razón, se incrementa el precio relativo N/T y se ejerce presión al alza sobre los salarios reales del sector N . El efecto final sería una apreciación de la TCRLP

Por otro lado, en un escenario de pleno empleo y perfecta movilidad laboral⁵, los salarios de los sectores T y N tienden a igualarse ($W^T = W^N$) y los cambios en la productividad afectan el precio relativo T/N . Por ejemplo, si se aumenta la eficiencia de un país únicamente en el sector T , se genera un incremento en el nivel general de salarios, el cual en el sector N debe ser compensado con un mayor nivel de precios ($\uparrow \pi^N$) y la TCR se aprecia. Como se mencionó, la fuente del cambio en la productividad podría estar asociada, entre otras cosas, con los flujos de inversión extranjera directa, que además de incrementar el acervo de capital podrían traer consigo innovación tecnológica.

En conclusión, en el corto plazo los cambios en la TCR pueden ser originados por desviaciones transitorias de la PPCR ($e_t + \pi_t^T - \pi_t^N \neq 0$). En el largo plazo, la diferencia entre los cambios de precios de las dos canastas ($\pi_t^N - \pi_t^T$) podría ser explicada por un choque tecnológico que eleve la productividad en algún sector o porque la producción promedio por trabajador es diferente en alguno de ellos⁶. En la práctica, una aproximación a la tendencia de largo plazo puede ser un filtro de HP⁷ aplicado a la TCR. La pendiente suave y cambiante que genera esta última metodología puede interpretarse como una aproximación a los cambios en la producti-

vidad frente al resto del mundo. De igual forma, la diferencia entre la TCR y el filtro podría ser atribuible a las desviaciones de la PPCR. Los resultados de este ejercicio se muestran en el Gráfico 6.

Gráfico 6
TCR (IPC) y filtro HP



Fuente: Banco de la República; cálculos de los autores.

2. Behavioral equilibrium exchange rate (BEER)

La metodología BEER plantea que los modelos de PPCR no son apropiados para determinar el equilibrio en el mediano y corto plazos, ya que las desviaciones de la TCR con respecto a la media pueden ser muy duraderas. En consecuencia, los modelos BEER intentan definir la TCRLP de forma reducida y se basan en estimaciones de series de tiempo que buscan capturar cómo la dinámica de distintas variables determina la evolución de la TCR en el largo plazo.

De acuerdo con la noción de equilibrio BEER, la TCRLP varía en el tiempo y se explica como una función de sus fundamentales macroeconómicos. Con métodos estadísticos se extraen los valores esperados de mediano plazo, diferenciando los componentes permanentes y transitorios de los fundamentales de la TCR, e identificando tendencias comunes.

⁵ De igual forma, asumiendo que en competencia perfecta los salarios en cada sector son pagados de acuerdo al producto marginal del trabajo.

⁶ Suponiendo que el componente externo no cambia ($\alpha^* (\pi_t^N - \pi_t^T) = \text{constante}$).

⁷ Otra se hace a partir de la metodología de la Universidad de Pensilvania, con la cual la desviación de la tasa de cambio con respecto a la de paridad es función del nivel de desarrollo del país, frente al de los Estados Unidos.

$$TCRLP = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

x_i : fundamentales (17)

Los principales fundamentales de mediano plazo que se tienen en cuenta en la metodología BEER son:

- *Los activos externos netos (AEN)*: establecen la posición y evolución de un país como deudor o acreedor neto en moneda extranjera. Una caída en los AEN, generada por un aumento de la inversión extranjera, podría derivar en una apreciación real del tipo de cambio en el corto plazo, dado el aumento en la oferta de moneda extranjera (efecto flujo). Sin embargo, en el futuro la remisión de utilidades de dicha inversión generará una salida de divisas con un efecto contrario en el tipo de cambio (modelo de flujo y acervo de Frenkel y Mussa, 1986).
- *Los términos de intercambio (TI)*: un incremento en TI eleva el ingreso nacional y con ello aumenta la demanda interna. Si dicho comportamiento se presenta en mayor medida en los bienes *N*, su precio relativo a los *T* aumenta y se produce una revaluación de la TCRLP (Díaz Alejandro, 1982).
- *Gasto público*: dado que el consumo público se destina principalmente a bienes y servicios *N*, un incremento en este gasto, financiado con un aumento en los impuestos, tiene un efecto negativo sobre la TCR (Arias y Zuleta, 1997). En ausencia de equivalencia ricardiana, un aumento en el nivel de gasto público que no sea compensado con una reducción del privado genera una apreciación del tipo de cambio real. Con equivalencia ricardiana, el mayor nivel de gasto público conduce a una apreciación real si el gasto público se concentra más en los *N* que en los *T* con respecto al gasto privado (Lee *et al.*, 2008).
- *Productividad*: un aumento de la productividad laboral en el sector *T* de la economía podría implicar un incremento

proporcional en los salarios reales en ese sector. En ausencia de fricciones en el mercado de trabajo, los altos salarios en el sector *T* deberían implicar un aumento salarial en el sector *N*. Si en este último sector no se presenta un incremento equivalente de la productividad, los precios de los bienes *N* deben crecer para financiar los mayores gastos. Esto último implica, por definición, una apreciación del tipo de cambio real.

Además de los fundamentales anteriores de la TCR, se tienen en cuenta otras variables que pueden tener efectos en el corto plazo sobre la tasa de cambio nominal y que pueden alejar temporalmente la TCR de su nivel de largo plazo. Estas variables son el PIB de socios comerciales, el diferencial de tasas de interés y el riesgo país.

La metodología utilizada para el cálculo del BEER fue un modelo VEC calculado por Arteaga, Granados y Ojeda (2012). La medida de TCRLP se realizó con datos trimestrales desde 1994 y toma como variables de largo plazo los AEN multiplicados por la tasa de interés *prime*, los TI, el consumo público como porcentaje del PIB y la productividad relativa frente a los Estados Unidos. Como variables de corto plazo se utiliza el diferencial de tasas de interés, el EMBI y el PIB de los socios comerciales. Los resultados se presentan en el Gráfico 7. En el Cuadro 2 se descomponen los movimientos de la TCRLP entre sus fundamentales.

El anterior cálculo es útil para detectar comportamientos especulativos de corto plazo que no estén sustentados por razones económicas. Un problema de este método es que no contempla la posibilidad de que alguno de los fundamentales se encuentre "desalineado" con respecto a su tendencia de largo plazo. Una forma de atenuar este problema es evaluando las formas reducidas en los valores de tendencia (HP) de los determinantes fundamentales.

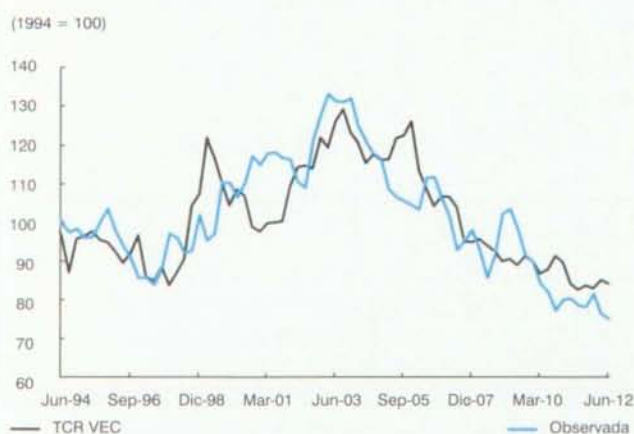
Siguiendo a MacDonald y Ricci (2003), para estimar el VEC suavizado se aplica el

Cuadro 2
Descomposición de los movimientos en la TCRE

	Periodos		
	I trim. 94 - II trim. 97	I trim. 98 - II trim. 99	IV trim. 03 - II trim. 12
Variación en la TCRE	(16,2)	29,5	(38,0)
Variación en la TCR observada	(22,1)	0,9	(56,5)
Contribución <i>i</i> AEN	8,1	(3,1)	5,9
Contribución a los términos de intercambio	(7,6)	1,4	(30,9)
Contribución al consumo público	(31,5)	(10,8)	(2,7)
Contribución a la productividad	14,8	42,1	(10,2)

Fuente: Arteaga, Granados y Ojeda (2012).

Gráfico 7
TCR(IPC) y estimación VEC



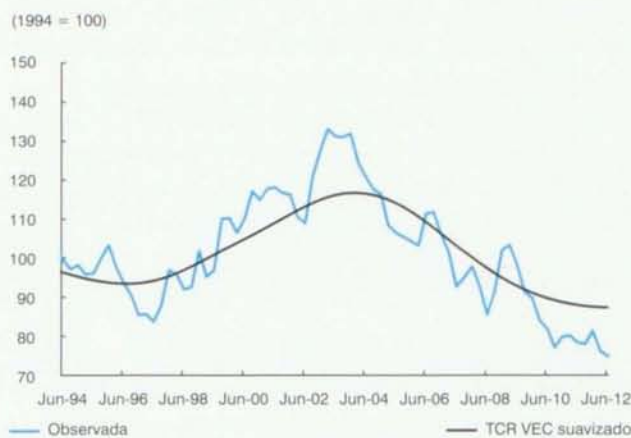
Fuente: Banco de la República; cálculos de los autores.

vector de cointegración del VEC anterior a las series de los fundamentales suavizadas con el filtro de HP para calcular la TCRLP⁶.

⁶ En un modelo VEC la relación de equilibrio resulta de multiplicar el vector de cointegración que se encuentra por los valores de las variables en cada momento del tiempo. En el VEC suavizado se toma el vector de cointegración del VEC, pero se multiplica por las variables filtradas, para omitir movimientos transitorios en las mismas que no deberían dar lugar a cambios en la TCRE.

Esta metodología intenta incorporar el hecho de que en el corto plazo existen rigideces que impiden que los precios relativos se ajusten completamente para equilibrar los mercados, por lo que puede ser adecuado modelar una TCRLP que no incorpora los movimientos de corto plazo de sus determinantes. Los resultados de esta metodología se muestran en el Gráfico 8.

Gráfico 8
TCR(IPC) y estimación VEC suavizado



Fuente: Banco de la República; cálculos de los autores.

3. Fundamental equilibrium exchange rate (FEER)

De acuerdo con esta metodología, la TCRLP es aquella que surge cuando una economía está en equilibrio interno y externo. Este último se obtiene cuando la CC se encuentra en su nivel de largo plazo (Williamson, 1983) y el equilibrio interno se logra cuando el producto está en su nivel potencial (la brecha de producto es cero).

En la práctica, esta medida se hizo únicamente intentando alcanzar un equilibrio externo, de acuerdo con la metodología aplicada por el FMI. En ella la TCRLP resulta del ajuste necesario en la TCR que surge de la desviación de la CC tendencial (CC_t) con respecto a la CC de equilibrio (CC^*). Posteriormente, se divide esa diferencia por la elasticidad de la CC a la tasa de cambio (μ_{tc}), calculada por Arteaga (2011).

$$\ln TCRLP = \ln TCR + \mu_{tc}(CC^* - CC_t) \quad (18)$$

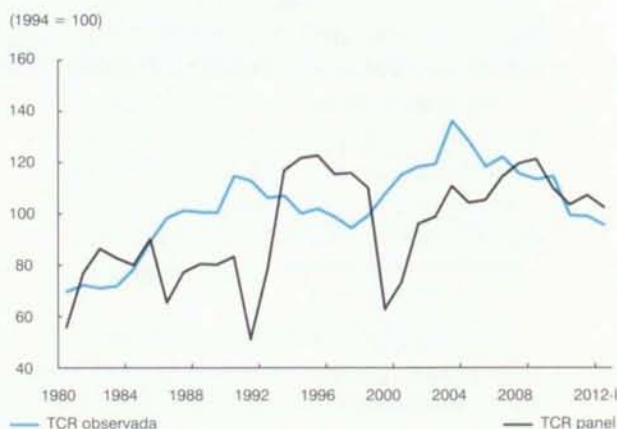
La CC_t se calcula con un filtro de HP de la CC observada. La CC^* se basa en el ejercicio de Arteaga, Ojeda y Luna (2011), donde la CC surge de una estimación de datos de panel (sección 2). El resultado de la estimación se presenta en el Gráfico 9.

Al igual que en la estimación de la CC, para la TCRLP también se utilizaron varias técnicas que incluyen filtros estadísticos y fundamentales económicos y teóricos que permiten aproximarse a una medida más adecuada de la TCRLP. Por lo cual, de igual manera se decidió realizar un promedio de las tres medidas (PPCR: filtro de HP; BEER: VEC suavizado; FEER: datos de panel) para hallar el indicador propuesto en este documento de brecha de tasa de cambio (Gráfico 10).

C. Los precios de la vivienda

La teoría del acelerador financiero intenta explicar uno de los canales por los cuales elevados ingresos de capitales pueden inducir a una mayor toma de riesgo y generarse un desequilibrio

Gráfico 9
ITCR(IPP) y estimación panel



Fuente: Banco de la República; cálculos de los autores.

Gráfico 10
Brecha de la TCR^{a/}



a/ Promedio de las tres medidas menos la TCR observada.
Fuente: cálculos de los autores.

en los mercados de activos y crédito⁹. Según esta teoría, la fuerte afluencia de capitales puede incrementar la demanda por activos y estimular sus precios a tal punto que se genere un efecto riqueza en los agentes, lo que a su vez aumenta su capacidad de apalancamiento

⁹ Los primeros en introducir el concepto del acelerador financiero fueron Bernanke, Gertler y Gilchrist en 1989.

e incentiva la toma de créditos para continuar adquiriendo activos. En este escenario el precio de estos bienes y la cartera de los bancos pueden alcanzar niveles no sostenibles. Si por alguna razón el ciclo de capitales se revierte y el precio de los activos cae, las familias y las empresas endeudadas pueden incumplir sus obligaciones y provocar una crisis financiera.

Identificar sobrevaloraciones en el sector de la vivienda es una tarea difícil a la que la literatura económica no le ha encontrado una solución satisfactoria (Bernanke, 2002; Greenspan, 2002). Pese a ello, se han realizado esfuerzos importantes para identificar sus niveles “fundamentados” o “sostenibles”. En esta línea, algunos autores sugieren métodos estadísticos como promedios móviles, el filtro de HP o estimaciones de panel para identificar niveles o movimientos atípicos en los precios de la vivienda (Bordo y Jeanne, 2002; Égert y Mihaljek, 2007; Fatas *et al.*, 2009; Barajas *et al.*, 2008; Alessi y Detkens, 2009). En las siguientes secciones se realizan dos propuestas en esta dirección; en primer lugar, siguiendo a Borgy, Clerc y Rene (2009), se toma el filtro de HP del precio de la vivienda, y en segundo lugar, siguiendo a Égert y Mihaljek (2007), se construye un panel de países para identificar los aumentos esperados en el precio de la vivienda debido a cambios en variables macroeconómicas y demográficas.

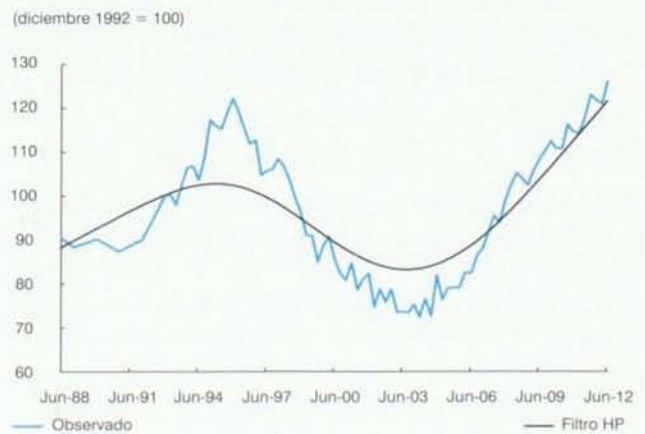
1. Filtro de HP aplicado a los precios de la vivienda

La primera aproximación para estimar el nivel de largo plazo de los precios de la vivienda es el filtro de HP, utilizado en series de tiempo para separar la tendencia de su componente cíclico. La serie trimestral es el índice de precios de la vivienda usada (IPVU)¹⁰, calculada entre 1988 y junio de 2012. Como coeficiente de penalización del ciclo (λ) se utilizó 14400. Aunque este valor es más común para datos

mensuales, el comportamiento histórico de los precios de la vivienda en Colombia muestra ciclos largos, lo que podría implicar un λ mayor para períodos trimestrales.

El Gráfico 11 muestra que, con esta metodología, los períodos de auge¹¹ para los precios de la vivienda estarían entre 1994-1998 y de 2007 a la actualidad. Sin embargo, la mayor desviación se encontró en diciembre de 1995.

Gráfico 11
Precio de la vivienda y filtro de Hodrick y Prescott (HP)



Fuente: Banco de la República; cálculos de los autores.

2. Precios de la vivienda según metodología de datos de panel

Égert y Mihaljek (2007) muestran que, para países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) y de Europa oriental, una proporción importante de la evolución en los precios de vivienda puede ser explicada por variables macroeconómicas y demográficas. En esta metodología¹² se busca encontrar el componente de los precios de

¹¹ Cuando el dato observado se encuentra por encima del componente cíclico.

¹² Para mayor detalle consúltese HM Treasury (2003), Englund e Ioannides (1997), Annett (2005), Ayuso *et al.* (2003), Girouard *et al.* (2006), Sutton (2002), Terrones y Otrok (2004) y Tsatsaronis y Zhu (2004).

¹⁰ Para los datos antes de 1990 se tomaron las variaciones anuales del índice de precios de la vivienda, de Carrasquilla (2007).

la vivienda, explicado por los movimientos en los determinantes de la oferta y demanda del sector. Niveles distintos a esta estimación podrían ser el resultado de expectativas de valorización, que de no cumplirse implicarían una sobrevaloración.

Por el lado de la demanda, los factores más importantes que se encuentran en la literatura son: el ingreso y la riqueza financiera de los hogares, la tasa de interés, factores demográficos, las expectativas de valorización y la tasa de retorno esperada. Recientemente Calvo (2012) y Favilukis *et al.* (2012) encontraron que existe una relación positiva entre la demanda por vivienda y los flujos de capital vía mayor liquidez y mayor disponibilidad de crédito.

En el caso de la oferta de vivienda, la variable más relevante es la tasa esperada de rentabilidad de los proyectos, que depende positivamente de los precios de la vivienda y negativamente de los costos de producción. En esta última variable se destaca el precio de la tierra, los salarios y los materiales de construcción.

Debido a restricciones de información, en este ejercicio se utilizaron las siguientes aproximaciones a las variables de demanda: el PIB y los salarios (ingresos), la tasa de interés

activa promedio, población económicamente activa sobre población total (PEA/PT), la inflación de arriendos sobre la tasa de interés de depósitos a término fijo (como retorno relativo al costo de oportunidad) y el nivel de la cuenta financiera sobre PIB. En la oferta se utilizó el índice de costos de construcción de vivienda.

El panel se estimó con datos trimestrales (I-1987 a III-2011) de siete países: Colombia, los Estados Unidos, el Reino Unido, España, Irlanda, Australia y Finlandia¹³. En el período considerado Colombia experimentó una sobrevaloración en los precios de la vivienda en 1996; los Estados Unidos, el Reino Unido e Irlanda registraron burbujas en 2007, España en 1990 y 2007, Finlandia en 1989. Australia no registró ningún episodio de burbuja.

El Cuadro 3 muestra las estadísticas descriptivas de los datos usados en la estimación. De acuerdo con estas, el mayor crecimiento promedio real anual en el precio de la vivienda lo registraron Irlanda y Australia, con tasas por encima del 4%; mientras que en los Estados Unidos y España la tasa estuvo por debajo

¹³ Para algunos países la fecha de inicio del panel es más reciente.

Cuadro 3
Estadísticas descriptivas

	Variación porcentual					Variación	
	Precio de la vivienda	PIB	Salarios	PEA	ICCV	Arriendos/tasa de los CDT	Flujos de capital
Colombia	1,84	3,59	1,73	1,40	-0,03	0,78	0,06
Estados Unidos	0,54	2,58	-0,02	-0,21	-0,18	0,13	-0,01
Reino Unido	3,96	2,17	1,88	0,07	2,11	0,06	-0,01
España	0,93	2,68	0,92	1,51	-0,14	0,24	0,28
Irlanda	4,50	4,51	1,96	0,75	1,46	0,17	-0,16
Australia	4,35	3,33	1,46	0,48	-0,06	0,28	-0,13
Finlandia	3,41	2,17	1,92	-0,12	0,29	0,24	-0,12

Fuente: cálculos de los autores.

del 1%. En cuanto al aumento de los salarios reales y el PIB, Irlanda fue el de mayor crecimiento en el período considerado, los Estados Unidos fue el de menor incremento en los salarios y el Reino Unido y Finlandia los de menor expansión del PIB. Colombia es el país que presentó la tasa de interés real más alta.

Para controlar la endogeneidad que puede existir entre el precio de la vivienda, el PIB y los costos de construcción, se instrumentaron estas últimas dos variables con rezagos. El Cuadro 4 muestra los resultados de la estimación de panel con efectos fijos. Todas las variables tienen el signo correcto y, con excepción de arriendos/CDT y flujos de capital, los coeficientes estimados son estadísticamente significativos.

En el caso de Colombia, de acuerdo con la estimación, hay períodos en los que exis-

tieron diferencias importantes entre los precios de la vivienda observados y los estimados (Gráfico 12). Previa a la crisis de finales de los años noventa, el valor observado de los precios se ubicó hasta 18% por encima de los estimados. Entre 2000 y 2007 las variables de oferta y demanda justificaban un nivel más alto en el precio de la vivienda. Posterior a 2008, como resultado de la crisis internacional, el PIB y los salarios se debilitaron y en consecuencia el índice de precios estimado se contrajo, mientras que el observado conservó su ritmo de crecimiento. A partir de ese momento se aprecia una brecha positiva entre las dos series, que se ha estabilizado en niveles altos.

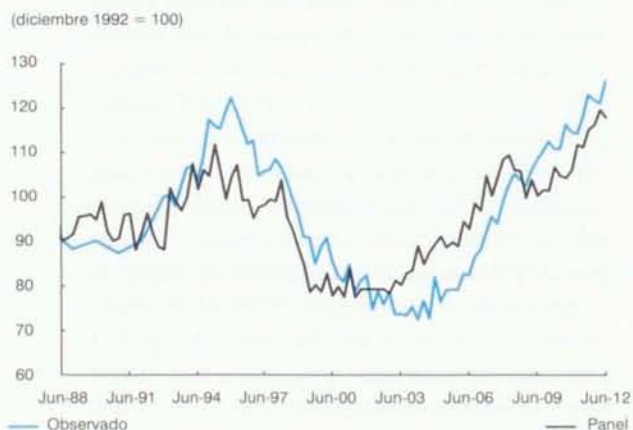
Con el fin de incorporar la mayor cantidad de información, el indicador de desbalance en este sector se obtuvo como un promedio simple de las dos medidas (filtro de HP y datos

Cuadro 4
Resultados

Regresión de efectos Fijos		Número de observaciones	629			
		Número de grupos	7			
R ²	<i>within</i>	0,4832				
	<i>between</i>	0,4653	Observaciones por grupo mín. 76			
	<i>overall</i>	0,4770	prom. 90 máx. 96			
		F(7, 615)	82,26			
		Prob > F	0,0000			
Variación porcentual del precio de la vivienda	Coefficiente	Error estándar	t	P > t	[intervalo de confianza 95%]	
Variación porcentual del PIB	1,5916	0,1475	10,79	0,000	1,3025	1,8808
Variación porcentual del ICCV	0,7889	0,2167	3,64	0,000	0,3642	1,2137
Variación porcentual de los salarios	0,1242	0,0763	1,63	0,104	-0,0253	0,2737
Variación porcentual de la PEA	0,5234	0,1706	3,07	0,002	0,1890	0,8579
Tasa interés t-4	-0,3394	0,0941	-3,61	0,000	-0,5239	-0,1549
Variación porcentual de los arriendos t-4	0,0668	0,0655	1,02	0,308	-0,0616	0,1951
Variación del FK t-2	0,0635	0,1017	0,62	0,532	-0,1359	0,2629
Constante	-1,2066	0,6833	-1,77	0,077	-2,5458	0,1327

Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico 12
Precio de la vivienda y estimación panel



Fuente: Banco de la República; cálculos de los autores.

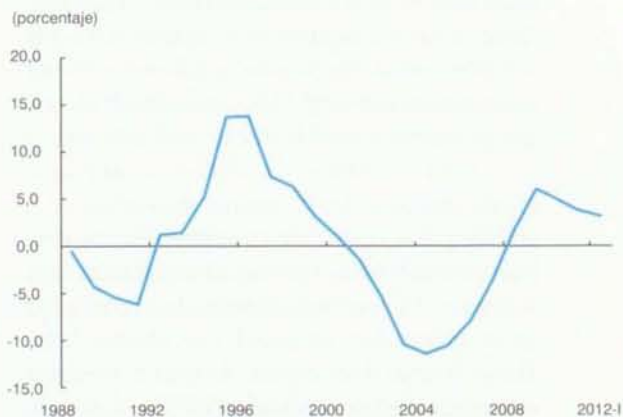
de panel). El Gráfico 13 muestra el resultado de la brecha obtenida a partir del nivel observado y el indicador de desbalance.

D. El crédito

Episodios en los cuales el crédito al sector privado aumenta inusualmente por encima de su tendencia de largo plazo están asociados con períodos de turbulencia económica. Para un conjunto de 48 países Mendoza y Terrones (2008) encuentran que los auge de crédito se asocian con períodos de expansión económica, aumentos en los precios de los activos, apreciación real y deterioro de la CC. Todo esto ocurre en los períodos que anteceden al auge y sin mayores cambios en la tasa de inflación. En el caso de economías emergentes, los excesos de crédito también están acompañados por fuertes entradas de capitales (inversión extranjera directa y de portafolio). Para Colombia Tenjo *et al.* (2007) encuentran resultados similares.

Mendoza y Terrones (2008) encuentran que cerca del 68% de los auge de crédito en economías emergentes están asociados con crisis cambiarias, 55% con crisis bancarias, y 32% con paradas repentinas de financiamiento (*sudden stops*). También, sugieren que muchos

Gráfico 13
Brecha de vivienda



Fuente: cálculos de los autores.

de los auge de crédito terminan después de que un país sufre una crisis.

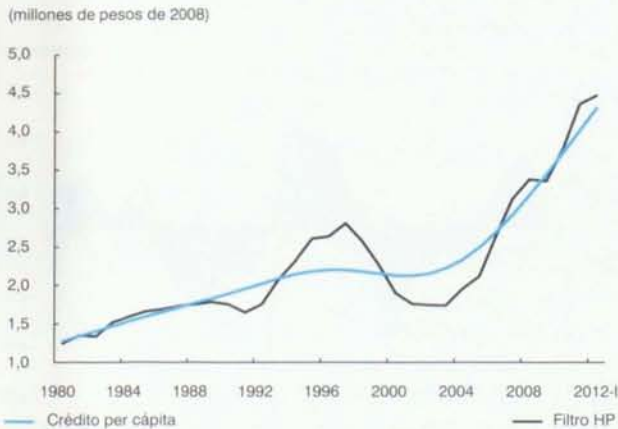
Una definición de auge de crédito se encuentra en González *et al.*¹⁴, según los cuales, cuando el componente cíclico de la cartera real per cápita es superior a su promedio histórico en más de una desviación estándar, se presenta un auge. Se usa la cartera real per cápita como indicador de crédito, ya que, como lo identifican Mendoza y Terrones (2008), esta medida no se ve tan afectada por la profundización financiera, como sí lo estaría la relación crédito a PIB.

En el Gráfico 14 se muestran los resultados del ejercicio, realizado con datos trimestrales entre 1992 y el segundo trimestre de 2012. Según esta metodología, se identifican dos auge de crédito con los puntos más altos en el segundo trimestre de 1998 y el primero de 2008. La brecha entre las dos series mostradas en dicho gráfico será utilizada como indicador de desbalance en este mercado¹⁵.

¹⁴ Véase el *Informe sobre Inflación* del Banco de la República, junio de 2011.

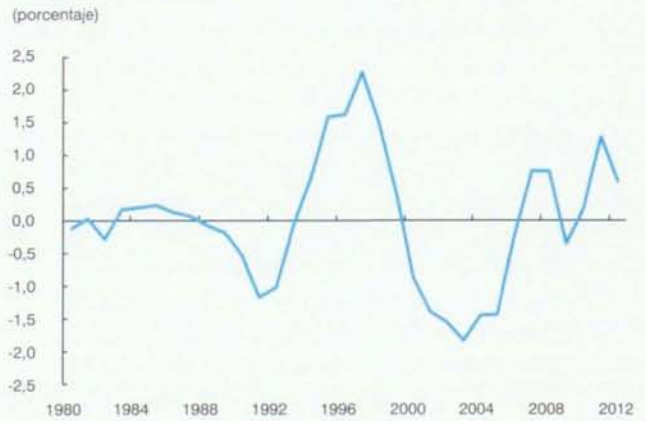
¹⁵ A la fecha se está trabajando para incluir otra estimación en este mercado.

Gráfico 14
Crédito per cápita real y filtro HP



Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico 15
Brecha del crédito



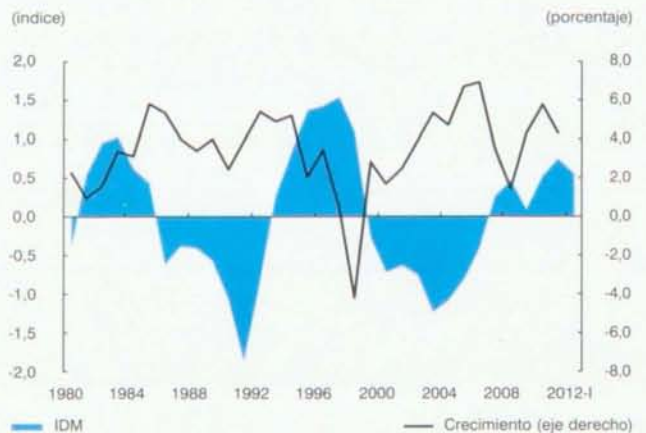
Fuente: cálculos de los autores.

II. El índice de desbalance macroeconómico (IDM)

En el capítulo anterior se estimaron los desbalances de las variables estudiadas (gráficos 5, 10, 13 y 15). A cada una de ellas se les restó su media y se dividió por su desviación estándar para emparejar las series. Esto se realizó con el propósito de eliminar el problema de relacionar variables con diferentes unidades, pero sin perder la dinámica individual de cada serie. Posteriormente, se utilizó la metodología de componentes principales para calcular la ponderación de las variables sobre un indicador compuesto. Un valor positivo del indicador sugiere que existe un desbalance macroeconómico que puede poner en riesgo la estabilidad macro de largo plazo.

El IDM sugiere que en los años anteriores a la crisis de 1999 (más específicamente desde 1994) existían fuertes desbalances que hacían a la economía muy vulnerable a choques adversos (Gráfico 16). En los últimos cuatro años existe una acumulación de desbalances, aunque no tan pronunciados como los observados a mediados de la década de los noventa. La corrección del IDM experimentada entre 2008 y 2009 podría explicarse, principalmente, por tres razones. En primer lugar,

Gráfico 16
Índice de desbalance macroeconómico y crecimiento del PIB



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

el incremento en la tasa de política entre mayo de 2006 y julio de 2008, que contribuyó a moderar el gasto de los agentes¹⁶. En segundo lugar, las medidas encaminadas a controlar el exceso de crédito observado desde 2006, como el encaje marginal, el control de capital y las provisiones contracíclicas. Por último, la crisis financiera internacional, que deterioró

¹⁶ La tasa de referencias se incrementó de 6% a 10%.

la confianza de los agentes y redujo el financiamiento tanto interno como externo. Así, entre 2008 y 2009 se observó una reducción en el crédito, un menor déficit en la CC y una depreciación real. Desde 2010 el IDM retomó su tendencia ascendente debido a la apreciación real, la ampliación en el déficit en cuenta corriente, el incremento en los precios de la vivienda y el fuerte crecimiento del crédito.

El Gráfico 17 muestra la brecha del producto, junto con el IDM y su descomposición. En este gráfico se observa que existe una relación positiva entre la brecha y el IDM. Sin embargo, como ocurrió entre 1987-1990, 2006 y 2009-2010, no necesariamente una brecha positiva implica acumulación de desbalances y viceversa. Por otro lado, en el gráfico de la descomposición se observa que la acumulación de desbalances, previo a la crisis de 1999, en su primera etapa fue principalmente en tasa de cambio y cuenta corriente, posteriormente en los precios de la vivienda y por último en el crédito. Por su parte, en la etapa de corrección la CC y la tasa de cambio lo hicieron más rápido que el crédito y los precios de la vivienda fueron los que más se demoraron en volver a niveles de largo plazo. Más recientemente, la CC y la tasa de cambio también han sido las de mayores contribuciones al desbalance.

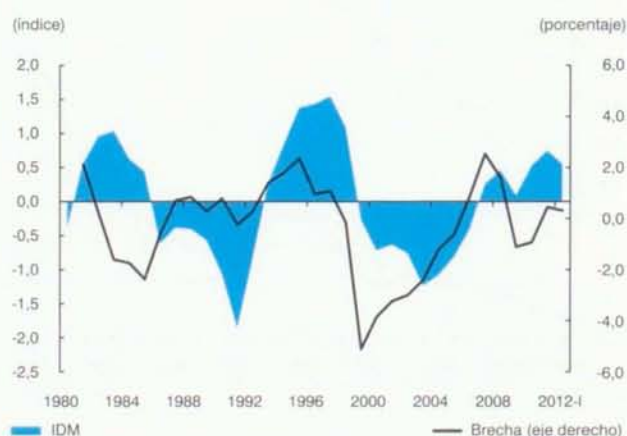
Cabe resaltar que el cálculo del IDM tiene ciertas limitaciones. En primer lugar, este indicador resulta de estimar variables no observables. Ello implica que no se puedan obtener los errores de pronóstico ni los niveles de confianza para determinada estimación. Adicionalmente, cada una de las metodologías usadas tiene limitaciones y supuestos que pueden ser debatibles. Por otro lado, en la medida en que el comportamiento del sector público no está explícitamente modelado¹⁷, desequilibrios originados por este sector no estarían completamente incluidos en el IDM.

En esencia el IDM no es una variable de predicción de crisis, sino una herramienta de alerta sobre vulnerabilidades de una eco-

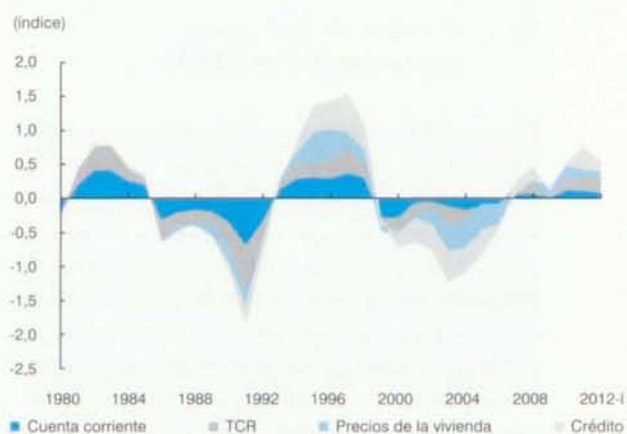
¹⁷ Variables como la CC y la tasa de cambio pueden recoger desequilibrios en el sector fiscal.

Gráfico 17

A. Índice de desbalance macroeconómico y brecha del PIB



B. Descomposición del IDM por contribución de cada variable



Fuente: DANE; cálculos de los autores.

nomía. En primer lugar, porque si los formuladores de política detectan la creación de desbalances pueden frenar o revertir las vulnerabilidades de la economía sin que ocurra una crisis. En segundo, ya que desastres naturales, recesiones en socios comerciales, entre otros choques exógenos, pueden traducirse en crisis económicas sin que se haya incurrido antes en desbalances macroeconómicos. En la siguiente sección se construyen varios IDM para diez países, con el fin de verificar la relación entre las vulnerabilidades de la economía y episodios de crisis.

III. Comparación internacional

Como se anotó, una propiedad deseable del IDM es que niveles positivos del indicador antecedan crisis económicas, al tiempo que mayores acumulaciones de desbalances incrementen la probabilidad de estas. Así, para comprobar la anterior propiedad, se construyó el IDM para once países (los Estados Unidos, Inglaterra, España, Australia, Canadá, Corea, Italia, Chile, Colombia, Brasil y Perú), utilizando como sendas de largo plazo, en cada una de las variables, el resultado del filtro de HP¹⁸. Se intentó tener la mayor cantidad de países, incluyendo algunas economías similares a la colombiana¹⁹. Adicionalmente, se definió crisis como una caída anual del PIB trimestral por dos trimestres consecutivos.

El Gráfico 18 muestra los indicadores para cada uno de los países, junto con el crecimiento anual del PIB. Para los países escogidos se encontraron 21 crisis y para todas ellas el valor del indicador fue positivo. Otro hecho que se halló es que el fuerte período de ajuste macroeconómico (IDM negativo) en la primera mitad de los años noventa, observado en los Estados Unidos, Inglaterra y España, coincidió con una elevada acumulación de desbalances en países en desarrollo como Colombia, Chile y Perú.

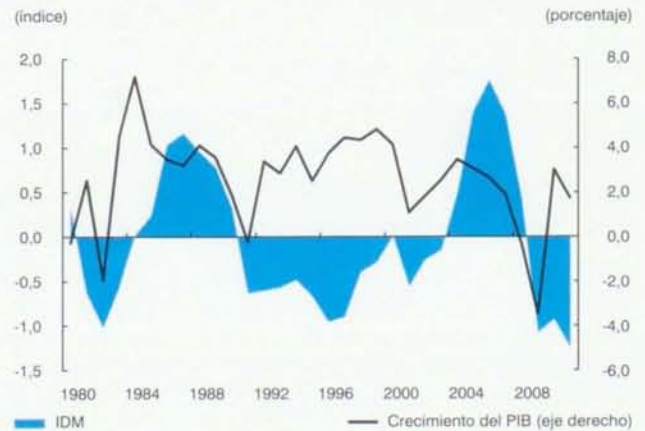
Como la vulnerabilidad de un país frente a choques externos debería incrementarse con la acumulación de desbalances macroeconómicos, el ejercicio de robustez se realizó sumando los valores positivos del indicador hasta un año antes de que se presentara una crisis o hasta cuando el indicador se volviera negativo. Con esta metodología se presentaron 21 casos de acumulación del IDM que resultaron en crisis (Muestra 1) y 14 casos donde, a pesar de que el indicador fue positivo,

¹⁸ Excepto para Colombia, que se utilizó el indicador calculado en el capítulo anterior.

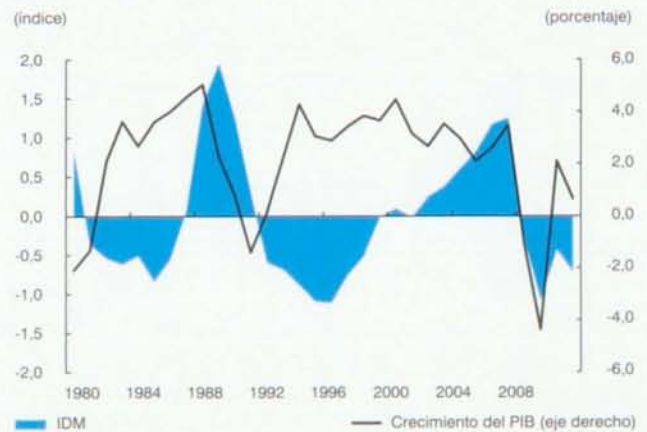
¹⁹ No se incluyeron más economías por la dificultad de encontrar la información de las cuatro variables. Para Brasil no se encontraron los precios de la vivienda; sin embargo, se calculó el indicador debido a que en este país no se han presentado crisis hipotecarias.

Gráfico 18

A. Estados Unidos



B. Inglaterra



C. España

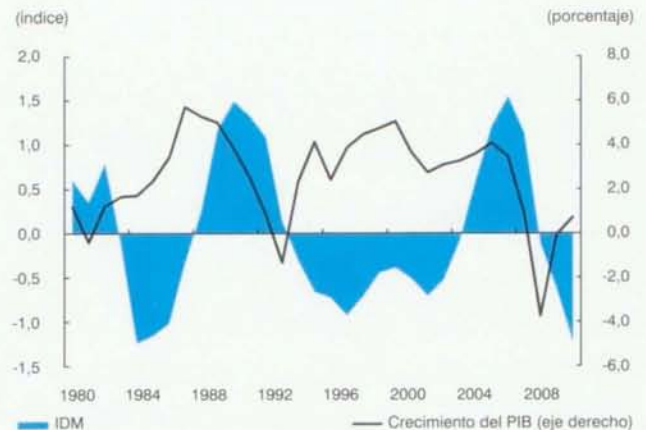


Gráfico 18 (continuación)

D. Australia

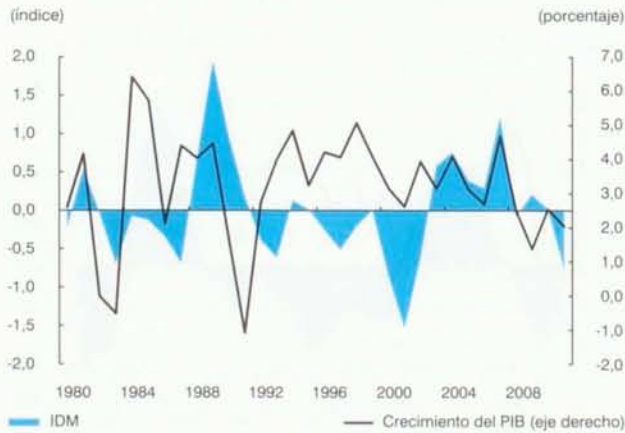
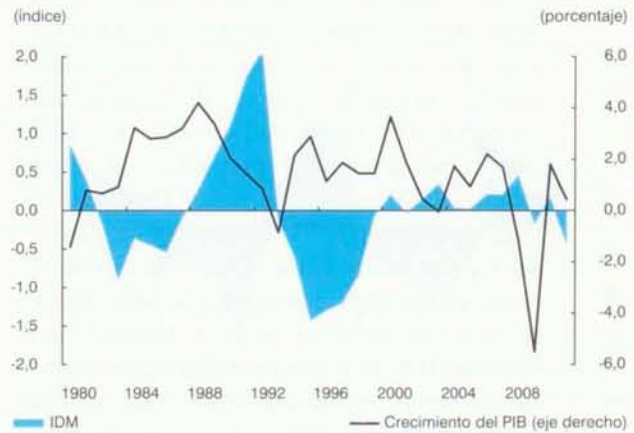
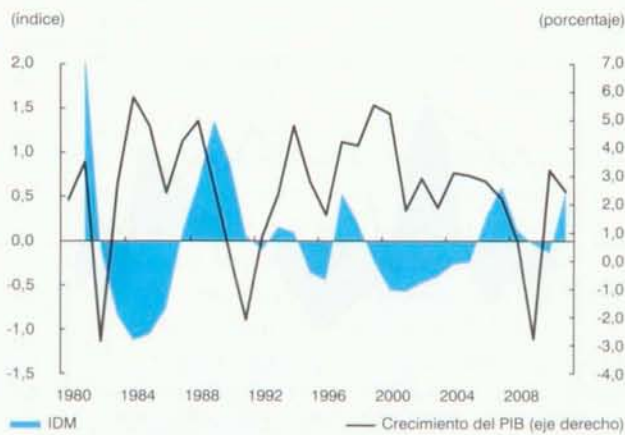


Gráfico 18 (continuación)

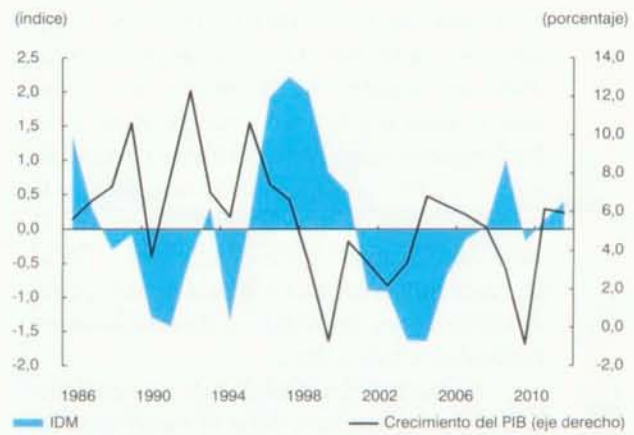
G. Italia



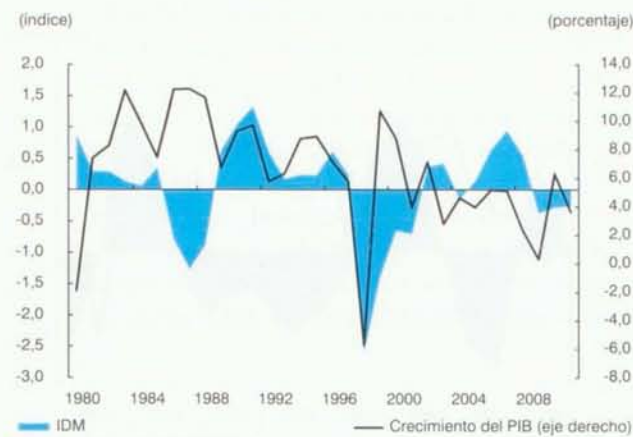
E. Canadá



H. Chile



F. Corea



I. Colombia

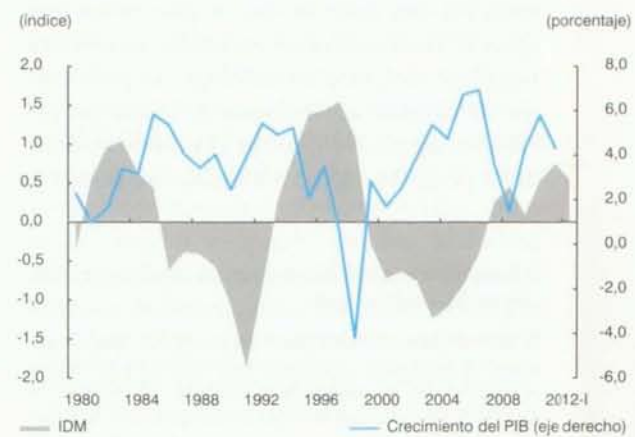


Gráfico 18 (continuación)

J. Brasil

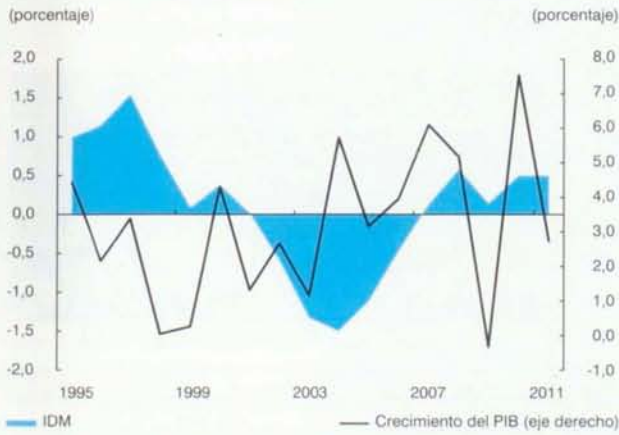
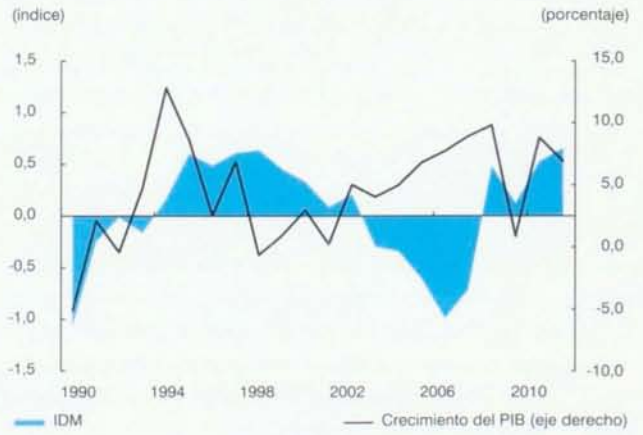


Gráfico 18 (continuación)

K. Perú



Fuente: bancos centrales y cálculos de los autores.

Cuadro 5
Eventos de acumulación del IDM

Muestra 1		Muestra 2	
País/fecha	IDM acumulado un año antes de crisis	País/fecha	IDM acumulado sin crisis
Colombia 1998	6,55	Australia 2007	3,23
Chile 1998	6,26	Colombia 2012-1	2,64
Italia 1992	5,85	Perú 2011	1,78
España 1992	5,37	Colombia 1985	1,06
Estados Unidos 2007	5,04	Brasil 2011	0,99
Corea 1997	4,99	Corea 2003	0,77
Inglaterra 1990	4,73	Canadá 1998	0,74
Estados Unidos 1990	4,55	Chile 2000	0,53
Inglaterra 2007	4,52	Corea 1985	0,51
España 2008	4,51	Chile 1993	0,31
Brasil 1997	3,67	Canadá 1994	0,26
Australia 1990	3,57	Australia 2010	0,23
Canadá 1990	2,99	Perú 2002	0,21
Corea 2008	2,24	Australia 1995	0,14
Perú 1997	1,85		
Colombia 1982	1,51		
Chile 2008	1,04		
Canadá 2008	1,00		
Perú 2000	0,78		
Brasil 2008	0,70		
Italia 2007	0,46		
Italia 2002	0,14		
Promedio	3,29		0,96
Mediana	3,62		0,64
Desviación estándar	2,08		0,95

Fuente: cálculos de los autores.

no se observó una recesión un año después (Muestra 2). En el Cuadro 5 se registran las dos muestras ordenadas de mayor a menor.

El anterior ejercicio indica que niveles acumulados bajos del IDM pueden diluirse sin que se presenten crisis futuras, o que existe un umbral “estadístico” en el cual no se puede afirmar que la acumulación de un desbalance implique la ocurrencia de una recesión en el año siguiente²⁰. Adicionalmente, una crisis se puede gestar por fuertes choques de oferta que generen caídas en el PIB, como desastres naturales, por ejemplo, así como crisis en los socios comerciales o en economías conectadas financieramente, y no necesariamente por un IDM positivo.

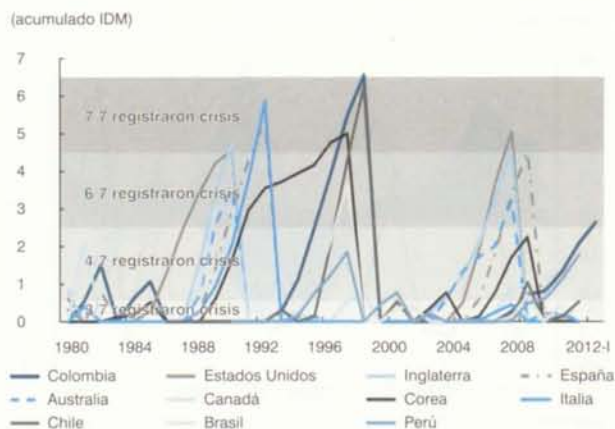
Así, para encontrar el valor crítico del indicador donde por encima de este se pueda afirmar que la vulnerabilidad aumenta, se realizaron dos pruebas, una paramétrica de igualdad de medias y otra descriptiva para muestras pequeña basada en cuartiles. En ambas la idea era encontrar el valor acumulado y ordenado del IDM en la Muestra 1 para el cual la prueba de igualdad de medias con la Muestra 2 se rechazaba. De esta forma, se partió de las primeras cinco observaciones de la Muestra 1 (Italia 2002 y 2007, Brasil 2008, Perú 2000 y Canadá 2008, con media 0,62) y se comparó con la Muestra 2 (con media 0,64) para ver si se rechazaba la hipótesis de igualdad de medias. Posteriormente, se fue adicionando, en su orden, una nueva crisis de la Muestra 1 hasta encontrar rechazo. Los valores críticos fueron 2,58 en la prueba paramétrica y 1,62 en la no paramétrica²¹.

Otro ejercicio que se realizó fue partir de los niveles acumulados de IDM más altos y observar la posibilidad de que se diera una crisis en un año determinado (Gráfico 19). De esta manera, IDM mayores a 4,5 muestran

²⁰ Un ejemplo es Brasil, donde existió crisis durante 2008, con un IDM de 0,70, pero en 2011 el indicador es 0,99, sin que haya habido una crisis.

²¹ Vale la pena anotar que estos números son muy sensibles a la muestra disponible. De esta forma, cambios en la muestra podrían generar variaciones sustanciales en el umbral.

Gráfico 19
IDM acumulado y probabilidad de crisis por quintil

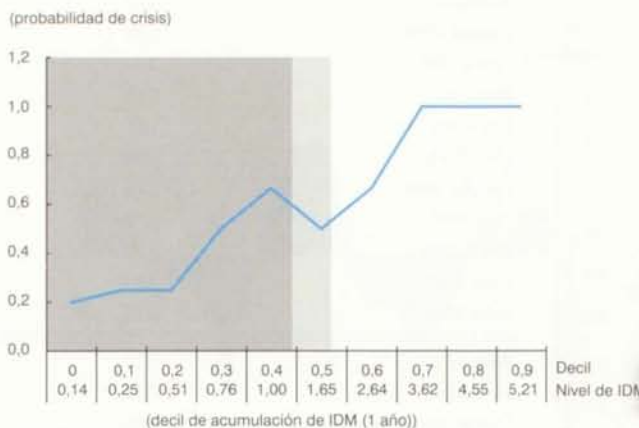


Fuente: cálculos de los autores.

que todos los siete casos resultaron en crisis. Con valores superiores a 2,64 se hallaron trece crisis en catorce eventos.

Otra manera de presentar el anterior resultado es comparar los deciles del IDM acumulado con la probabilidad de ocurrencia de una crisis un año adelante (Gráfico 20). En este gráfico se puede observar que, con excepción de un decil, la probabilidad de crisis es creciente con el IDM. Adicionalmente, una vez el IDM pasa cierto umbral —1,62 para la

Gráfico 20
Probabilidad de crisis económicas de acuerdo con el IDM



Fuente: cálculos de los autores.

prueba no paramétrica y 2,58 para la paramétrica (áreas sombreadas)—, la probabilidad de crisis no solo es creciente, sino que se acelera con rapidez. Por último, el valor del IDM para Colombia en el primer semestre de 2012 fue de 2,64, registro que, aunque no es muy alto, podría estar en el umbral donde aumenta la probabilidad de verse muy afectada por choques externos debido a la posible acumulación de desbalances macroeconómicos.

IV. Conclusiones

Las recientes crisis han mostrado que las economías con fuertes desbalances macroeconómicos son más vulnerables a choques externos negativos. Estos desbalances, generados en parte por excesos de gasto, pueden exacerbar los choques e incentivar recesiones profundas que ponen en riesgo la estabilidad macroeconómica de largo plazo. Por lo anterior, es importante para el formulador de política económica tener herramientas que le permitan estimar las posibles gestaciones de estos desequilibrios.

En este documento se construyó un indicador de desbalances macroeconómicos (IDM) con periodicidad anual para Colombia. Se utilizó como insumo desviaciones sobre medidas de largo plazo de la cuenta corriente, la tasa de cambio real, el crédito y el precio de la vivienda. Para evaluar su capacidad de anticipar crisis, se calculó el mismo indicador para once países y se estimaron niveles críticos del IDM a partir de los cuales aumenta la probabilidad de que se presente una recesión en un año.

Los resultados para Colombia muestran que el IDM alertó sobre la vulnerabilidad de la economía previo a la crisis de 1999. En los últimos cinco años el IDM sugiere que se estarían acumulando desbalances macroeconómicos, hecho que se acentúa a partir de 2009. Dicha acumulación corresponde al 41% de la registrada entre 1993 y 1998. Al comparar con las cifras de los once países, el IDM de Colombia podría estar llegando a la franja en donde

la economía se vuelve muy vulnerable a los choques externos negativos.

Por último, cabe resaltar que este trabajo es un primer acercamiento a indicadores de desbalances macroeconómicos y que en futuras investigaciones se podrían refinar las medidas de largo plazo de las variables, e incorporar otras relevantes, como el componente fiscal. ☉

Referencias

- Agosin, F.; Huaita, M., (2009). "Overreaction in Capital Flows to Emerging Markets: Booms and Sudden Stops", working papers, núm. 295, Universidad de Chile, Departamento de Economía.
- Alessi, L; Detken, C. (2009). "Real Time' Early Warning Indicators for Costly Asset Price Boom/Bust Cycles: a Role for Global Liquidity", working paper Series, núm. 1039, European Central Bank.
- Annett, A. (2005). "House Prices and Monetary Policy in the Euro Area", *Euro Area Policies: Selected Issues: IMF Country Report*, núm. 05/266, cap. III.
- Arias, A. F.; Zuleta, H. (1997). "Tasa de cambio real e inversión. La experiencia de 1990-1996, Borradores de Economía, núm. 076, Banco de la República de Colombia.
- Arteaga, C.; Luna, R.; Ojeda-Joya, J. (2011). "Normas de cuenta corriente y tasa de cambio real de equilibrio en Colombia", Borradores de Economía, núm. 681, Banco de la República de Colombia.
- Arteaga, C.; Granados, J.; Ojeda-Joya, J. (2012). "El comportamiento del tipo de cambio real en Colombia: ¿Explicado por sus fundamentales?", Borradores de Economía, núm. 741, Banco de la República de Colombia.
- Ayuso, J.; Martínez, J., Maza, J; Restoy, J. (2003). "House Prices in Spain", *Economic Bulletin*, Banco de España, octubre.
- Barajas, A.; Dell, G.; Levchenko, A. (2008). "Credit Booms: the Good, the Bad and the Ugly" (mimeo), International Monetary Fund.

Bernanke, B. S.; Gertler, M.; Gilchrist, S. (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", en J. B. Taylor; M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, cap. 21, pp. 1341-1393.

Bernanke, B. (2002). "Asset-Price Bubbles and Monetary Policy", Address to the New York Chapter of the National Association for Business Economics, Nueva York, 15 de octubre.

Bordo, M.; Jeanne, O. (2002). "Monetary Policy and Asset Prices: Does 'Benign Neglect' Make Sense?", *International Finance*, vol. 5, núm. 2, pp. 139-164.

Borgy, V.; Clerc, L.; Renne, J-P. (2009). Asset-price Boom-Bust Cycles and Credit: what is the Scope of Macro-Prudential Regulation?, working paper, núm. 263, Banque de France.

Calvo, G. (2011). "On Capital Inflows, Liquidity and Bubbles", working paper, Columbia University.

Caputo G., R.; Núñez N.; Valdés, R. (2008). "Exchange Rate Analysis in Practice", *Economía Chilena*, vol. 11, núm. 1, pp. 61-91, Banco Central de Chile.

Chinn, M. D.; Prasad, E. S. (2003). "Medium-term Determinants of Current Accounts in Industrial and Developing Countries: an Empirical Exploration", *Journal of International Economics*, vol. 59, núm. 1, pp. 47-76.

Chauvet, M.; Dong, F. (2004). "Leading Indicators of Country Risk and Currency Crises: the Asian Experience", *Economic Review*, pp. 25-37, Federal Reserve Bank of Atlanta.

Díaz-Alejandro, C. (1982). "Exchange Rates and Terms of Trade in the Argentine Republic", en M. Syrquin y S. Teitel (eds.), *Trade, Stability, Technology and Equity in Latin America*, New York: Academic Press.

Edwards, S. (2005). "Is the U.S. Current Account Deficit Sustainable? And If Not, How Costly is Adjustment Likely To Be?", working paper, núm. 11541, National Bureau of Economic Research, Inc.

Égert, B.; Mihaljek, D. (2007). "Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe", BIS WP, núm. 236, Bank for International Settlements.

Englund, P.; Ioannides, Ya., (1997). House Price Dynamics: An International Empirical Perspective, *Journal of Housing Economics*, vol. 6, núm. 2, pp. 119-136, junio

Fatas, A. (2009). "Fluctuaciones de precios de los activos: Lecciones para la política monetaria", en *Perspectivas de la economía mundial*, Fondo Monetario Internacional, octubre.

Favilukis, J.; Kohn, D.; Ludvigson, S. C.; Van Nieuwerburgh, S. (2012). "International Capital Flows and House Prices: Theory and Evidence", working paper, núm. 17751, National Bureau of Economic Research.

Frenkel, J.; Mussa, M. (1986). "Asset Markets, Exchange Rates and the Balance of Payments", en G. Grossman y K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics*, vol. 2, North Holland: Elsevier.

Girouard, N.; Kennedy, M.; Van den Noord, P.; André, C. (2006). "Recent House Price Developments: the Role of Fundamentals", working paper, núm. 475, OCDE, Economics Department, enero.

Gourinchas, P.; Valdés, R.; Landerretche, O. (2011). "Lending Booms: Latin America and the World", *Economía*, pp. 47-99.

Greenspan, A. (2002), "Economic Volatility, Remarks", simposio: *Rethinking Stabilization Policy*, 29 de agosto, Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole.

HM Treasury (2003). "Housing, Consumption and EMU" (mimeo), HM Treasury, Londres.

Husted, S. (1992). "The Emerging US Current Account Deficit in the 1980s: A Cointegration Analysis", *Review of Economics and Statistics*, vol. 74, núm. 1, pp. 159-66.

Kaminsky, G.; Lizondo, S.; Reinhart, C. M. (1998). "Leading Indicators of Currency Crises", *IMF Staff Papers*, vol. 45, núm. 1, pp. 1-48, Palgrave Macmillan.

Lee, J.; Milesi-Ferreti, G.; Ostry, J.; Prati, A.; Ricci, L. (2008). "Exchange Rate Assessments: CGER Methodologies", occasional paper, núm. 261, International Monetary Fund.

Macdonald, R.; Ricci, L. (2003). "PPP and the Balassa Samuelson Effect: The Role of

the Distribution Sector”, DNB Staff Reports, núm. 81, Netherlands Central Bank.

Mendoza, E.; Terrones, M. (2008). “An Anatomy of Credit Booms: Evidence from Macro Aggregates and Mico Data”, working paper, núm. 14049, National Bureau of Economic Research, Inc.

Reinhart, C.; Reinhart, V. (2009). “Capital Flow Bonanzas: An Encompassing View of the Past and Present”, working paper, núm. 14321, National Bureau of Economic Research, Inc.

Sutton, G. (2002). “Explaining Changes in House Prices”, *BIS Quarterly Review*, septiembre.

Tenjo, F.; López, M. (2010). “Early Warning Indicators for Latin America”, Borradores de Economía, núm. 608, Banco de la República.

Tenjo, F.; Charray, L. F.; López, M.; Ramírez, J. M. (2007). “Acelerador financiero y

ciclos económicos en Colombia: un ejercicio exploratorio”, Borradores de Economía, núm. 451, Banco de la República.

Terrones, M.; Otrok, C. (2004). “The Global House Price Boom”, en IMF (ed.), *World Economic Outlook*, cap. III, abril.

Tsatsaronis, K.; Zhu, H. (2004). “What Drives Housing Price Dynamics: Cross Country Evidence”, *BIS Quarterly Review*, marzo.

Williamson, J. (1994). “Estimates of Fundamental Equilibrium Exchange Rate (Feers)”, *Estimating Equilibrium Exchange Rate*, Institute of International Economics.

Zubaidi, B.; Lau, E.; Fountas, S. (2003). “On the Sustainability of Current Account Deficits: Evidence from Four Asean Countries”, *Journal of Asian Economics*, núm. 14, pp. 465-487.



Anexo 1

Cuadro A.1
Pruebas de raíz unitaria

	ADF	PP	KPSSS	Ng-Perron
Importaciones	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)
Exportaciones	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A.2
Prueba de los residuos

Portmanteau (4)	Test LM (4)	Jarque Bera conjunto
0,875	0,9269	0,636

Fuente: cálculos de los autores.