



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

Efectos no lineales de la volatilidad sobre el crecimiento en economías emergentes

Nelson Ramírez-Rondán*

* Banco Central de Reserva del Perú

DT. N° 2007-016
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper series
Setiembre 2007

Los puntos de vista expresados en este documento de trabajo corresponden a los del autor y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

The views expressed in this paper are those of the author and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru.

Efectos No Lineales de la Volatilidad sobre el Crecimiento en Economías Emergentes

NELSON RAMIREZ-RONDAN[†]
Banco Central de Reserva del Perú

Esta versión: Agosto 2007

Resumen

La evidencia empírica sugiere una relación negativa entre la volatilidad y el crecimiento del producto en países emergentes; no obstante, algunos autores sugieren posibles efectos no lineales en el sentido que dicha relación es caracterizada más por fluctuaciones abruptas que por fluctuaciones regulares alrededor de una tendencia. En este trabajo se estima un umbral a partir del cual la volatilidad tiene efectos sobre el crecimiento, para ello se utiliza un modelo de umbrales en datos de panel, propuesto por Hansen (1999), para una muestra de 38 países emergentes durante el período de 1960 al 2000. Los resultados indican que volatilidades mayores a 5.1% tienen efectos negativos sobre el crecimiento del producto, mientras que volatilidades menores a 5.1% no tienen efectos significativos. Dicha efectos negativos para volatilidades mayores al 5.1% es el reflejo de fluctuaciones abruptas del producto como los ocurridos en Latinoamérica en la década de los ochenta, década de menor crecimiento económico y donde la mayoría de países de la región mostró una mayor volatilidad de su producto, así la desviación estándar del crecimiento del PBI per cápita en los ochenta en Argentina fue de 5.3%, en Brasil 4.7%, en Chile 6.3%, en Perú 8.4%, en Uruguay 6.4% y en Venezuela 5.0%.

Clasificación JEL: F43, O41, C33

Palabras Clave: Volatilidad, crecimiento, no linealidad, economías emergentes

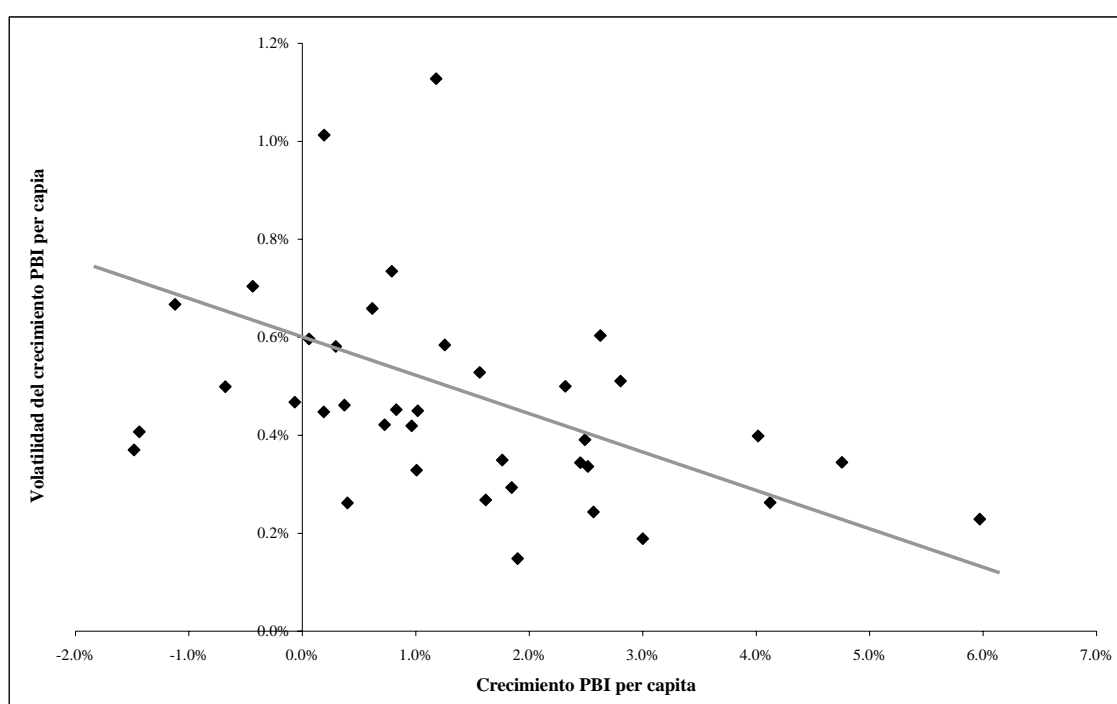
[†] Una primera versión de este documento fue presentado en los seminarios de investigación del Banco Central de Reserva del Perú (diciembre, 2005), XXIII Encuentro de Economistas del Banco Central de Reserva del Perú (marzo, 2006) y en la Reunión anual Latinoamericana de la Sociedad Econométrica, México DF, México (noviembre, 2006), agradezco a los participantes a dichas reuniones, especialmente a Carlos Montoro, Paul Castillo, Vicente Tuesta, Marco Vega, Saki Bigio, Jorge Salas, Adrián Armas, César Martinelli y Witson Peña por los acertados comentarios que mejoraron significativamente este trabajo. También agradezco a Jesús Ramírez por la excelente asistencia de investigación. Como es usual, los errores que persisten en este trabajo son nuestros. Los puntos de vista expresados en este trabajo corresponden a los del autor y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú.

Correo electrónico: nelson.ramirez@bcrp.gob.pe. Dirección: Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Miro Quesada 441-Lima 01, Perú. Teléfono: +511-6132168.

1. Introducción

Una línea de investigación importante en el tema de crecimiento económico empezó con el trabajo de Ramey y Ramey (1995), quienes muestran que existe una relación negativa entre la volatilidad del crecimiento del producto con la tasa de crecimiento promedio del producto. Posteriormente Kroft y Lloyd-Ellis (2002) encuentran resultados similares en el sentido de que gran parte de la correlación negativa proviene de la interacción entre el crecimiento y los ciclos económicos; De ese modo se relaciona el corto plazo con el largo plazo. En el gráfico 1, se observa que hay una relación negativa entre el crecimiento del PBI per cápita y la volatilidad del PBI per cápita para una muestra de 38 países emergentes.

GRÁFICO 1.- CRECIMIENTO Y VOLATILIDAD DEL CRECIMIENTO



Nota: Para cada país se calcula el crecimiento del PBI per cápita, durante el período 1960 al 2004, a través de una estimación de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) del logaritmo del PBI per cápita contra una constante y una tendencia de tiempo lineal, se utiliza el coeficiente estimado de la tendencia de tiempo como la tasa de crecimiento. La volatilidad se calcula a través de la desviación estándar de la tasa de crecimiento anual en dicho período. La relación de países considerados aparece en la parte 3.3.

Fuente: World Development Indicators (2004)

De otro lado, Hnatkovska y Loayza (2004) señalan que la relación entre volatilidad y crecimiento depende del nivel de desarrollo o del nivel de apertura comercial, encuentran que la relación negativa es mayor en países pobres, institucionalmente subdesarrollados, con poco desarrollo financiero, o poco eficaces en conducir políticas contracíclicas; y que los efectos negativos se han debido mayormente a grandes recesiones más que a fluctuaciones cíclicas. En la misma línea, Coricelli y Masten (2004) muestran empíricamente que el poco desarrollo del mercado de crédito explica la relación negativa entre el desempeño insatisfactorio del crecimiento y las altas volatilidades en los países de Europa Central y del Este.

A nivel teórico, Aghion, Angelotos, Banerjee y Manova (2005) señalan que la relación negativa puede deberse a restricciones en el mercado de crédito; de igual modo

Turnovsky y Chattopadhyay (2003) señala que la imperfección en la movilidad de capitales como elemento clave de la relación negativa.

Según dichos autores, esta relación negativa entre la volatilidad y el crecimiento se debería al poco desarrollo de los mercados financieros e imperfecciones en la libre movilidad de capitales que no permite establecer mecanismos que compartan el riesgo. Pero ¿una economía con una volatilidad baja activa dichos efectos o a mayores volatilidades se acelera los efectos negativos sobre el crecimiento? Tal como sugiere Hnatkovska et al. (2004) la volatilidad en economías emergentes se caracteriza más por períodos de fluctuaciones abruptas (crisis de volatilidad) que por fluctuaciones regulares alrededor de una tendencia. Por lo tanto, parece haber efectos umbrales de la volatilidad sobre el crecimiento del producto.

Este trabajo intenta estimar un umbral a partir del cual la volatilidad tiene efectos negativos sobre el crecimiento, para ello se estima un modelo de datos de panel con umbrales propuestos por Hansen (1999) para 38 economías emergentes en el período 1960-2000. El estudio se restringe a países emergentes debido a que estos países se caracterizan por un bajo desarrollo institucional, tener poco desarrollo financiero, y poco efectivos de conducir políticas fiscales contracíclicas. También, el grado de riesgo experimentado por muchos países desarrollados es bastante pequeño, con desviaciones estándar del producto alrededor de 2% (Turnovsky et al., 2003).

Además de la introducción, el trabajo se divide de la siguiente manera: en la sección 2 se hace una breve revisión de la relación entre volatilidad y crecimiento; en la sección 3 se presenta los resultados empíricos sobre la presencia de la no linealidad entre la volatilidad y el crecimiento; y en la sección 4 se concluye.

2. Volatilidad y crecimiento

Dos importantes temas de estudio en macroeconomía son el estudio de la volatilidad económica (fluctuaciones de corto y mediano plazo o ciclos económicos) y el estudio del crecimiento de largo plazo. Generalmente el estudio de estas dos vertientes ha ido por caminos distintos, no obstante en la última década ha surgido una rama reciente de la literatura de crecimiento económico que relaciona a la volatilidad del crecimiento. En este capítulo se hace una revisión de los desarrollos más importantes.¹

¿Cuál es la importancia de una mayor o menor volatilidad de la tasa de crecimiento? El nexo entre volatilidad y crecimiento económico empieza con el trabajo de Ramey y Ramey (1995), quienes documentan que la tasa de crecimiento del producto está negativamente relacionada con la volatilidad del crecimiento del producto para una muestra mundial de 92 países, dichos autores encuentran que la relación se mantiene robusta cuando introducen variables de control como participación de la inversión en el producto.

Kroft y Lloyd-Ellis (2002) sobre la base del trabajo de Ramey y Ramey (1995) evalúan si la tasa de crecimiento del producto está más fuertemente correlacionada con la incertidumbre de corto plazo o con los movimientos de mediano/largo plazo de los ciclos económicos², encuentran que gran parte de la correlación negativa proviene de la interacción de crecimiento y fluctuaciones de mediano plazo de los ciclos económicos;

¹ Para una revisión de dicha literatura puede véase Fatás (2002), Wolf (2003) y Aghion y Banerjee (2005).

² Dichos autores desarrollan un modelo econométrico que les permite distinguir entre fluctuaciones de corto plazo y fluctuaciones de mediano/largo plazo.

la correlación entre el crecimiento y la incertidumbre de corto plazo es ambigua o aún positiva.

Imbs (2002) investiga dicha relación con datos a nivel agregado y a nivel desagregado, encuentra que la relación entre volatilidad y crecimiento depende del nivel de agregación, es decir, a nivel sectorial la volatilidad es asociado a un alto crecimiento relacionado a actividades que muestran un rápido crecimiento de la productividad consistente con al evidencia que muchos de los procesos de destrucción creativa que ocurre al interior de los sectores como documenta Caballero y Hammour (2000). Una vez que los datos sectoriales son agregados a nivel de países la relación se vuelve negativa, indicando que la agregación es la que crea dicha discrepancia.

Martin y Rogers (2000) encuentran que países y regiones que han tenido un alta desviación estándar del crecimiento y del desempleo tienen menores tasa de crecimiento en una muestra de países desarrollados; además dicha relación no se da a través de la inestabilidad de corto plazo sobre el nivel de inversión en países industrializados.

De otro lado Hnatkovska y Loayza (2004) estudian si la relación entre volatilidad y crecimiento depende del nivel de desarrollo o del nivel de apertura comercial, si hay un efecto significativo y económico de volatilidad y crecimiento y si esta relación ha permanecido estable a lo largo del tiempo. Encuentran que la relación negativa es mayor en países pobres, institucionalmente poco desarrollados, con poco desarrollo financiero, o con poca capacidad de conducir políticas contracíclicas; la relación negativa refleja los efectos adversos de la volatilidad sobre el crecimiento; los efectos negativos han sido mayores en las últimas dos décadas y éste se ha debido mayormente a grandes recesiones mas que a fluctuaciones cíclicas.

3. Estrategia empírica

3.1. Especificación del modelo de estimación

Para probar la existencia de efectos no lineales de la volatilidad del crecimiento sobre el crecimiento económico, se considera el siguiente modelo de estimación con un sólo umbral:

$$(1a) \quad y_{i,t} - y_{i,t-1} = \mu_i + \gamma_1(1 - d_{i,t}^{\sigma_{\Delta y}^{2*}}) \sigma_{\Delta y_{i,t}}^2 + \gamma_2 d_{i,t}^{\sigma_{\Delta y}^{2*}} \sigma_{\Delta y_{i,t}}^2 + \theta' X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$d_{i,t}^{\sigma_{\Delta y}^{2*}} = \begin{cases} 1 & \text{si } \sigma_{\Delta y_{i,t}}^2 > \sigma_{\Delta y}^{2*} \\ 0 & \text{si } \sigma_{\Delta y_{i,t}}^2 \leq \sigma_{\Delta y}^{2*} \end{cases} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

Donde:

$y_{i,t}$ es el logaritmo del producto

μ_i es el efecto fijo a cada país

$\sigma_{\Delta y_{i,t}}^2$ es la volatilidad de la tasa de crecimiento del producto

$\sigma_{\Delta y}^{2*}$ es el umbral de volatilidad de la tasa de crecimiento del producto

$d_{i,t}^{\sigma_{\Delta y}^{2*}}$ es una variable ficticia que toma el valor de 1 si la volatilidad de la tasa de crecimiento es mayor que el umbral de dicha volatilidad, y 0 en otro caso

$X_{i,t}$ es un conjunto de variables de control, que se discute en la parte 3.2

i es el índice transversal que indica el número de países
 t es el índice temporal que indica el período

3.2. Variables de control

Para determinar los efectos de la volatilidad sobre el crecimiento se considera una serie de variables de control. Siguiendo a Levine y Renelt (1992) y a Loayza y Soto (2002) las variables determinantes de crecimiento económico pueden dividirse en cuatro grupos: convergencia transicional, políticas estructurales, políticas de estabilización y condiciones externas.

Convergencia transicional.- Una de las principales características del modelo de crecimiento neoclásico, y en todos los modelos que exhiben dinámica transicional, es que la tasa de crecimiento depende de la posición inicial de la economía. La hipótesis de convergencia transicional sostiene que, ceteris paribus, países pobres pueden crecer más rápido que países ricos debido a los retornos decrecientes a escala en la producción. Para tomar en cuenta la posición inicial de la economía se incluye el nivel PBI per cápita inicial.

Políticas estructurales.- El tema subyacente de la literatura de crecimiento endógeno es que la tasa de crecimiento económico puede ser afectada por políticas públicas. Los trabajos teóricos usualmente se concentran en una política en particular o en la combinación de unas pocas políticas, sin embargo los trabajos empíricos consideran una variedad de políticas determinantes del crecimiento (Barro, 1991; Levine, Loayza y Beck, 2000).

La primera área de políticas estructurales está relacionada con el **desarrollo financiero**. El desarrollo financiero podría influenciar en una mayor acumulación de capital físico, que implica que mejoras en los sistemas financieros podrían atraer capital y aumentar el ahorro doméstico (Calderón, 2002). También, los mercados financieros facilitan la diversificación del riesgo mediante la negociación de los instrumentos financieros, que ayudan a identificar proyectos de inversión lucrativos y movilizar ahorros hacia ellos (Loayza y Soto, 2002). Una completa revisión entre el nexo desarrollo financiero y crecimiento económico es presentada por Levine (1997). En este estudio, la variable utilizada para medir el grado de profundización de la intermediación financiera viene dado por el crédito privado doméstico expresado como un porcentaje del PBI.

La segunda variable de política económica es la **apertura comercial**. La literatura pone atención en cinco canales a través del cual el comercio afecta al crecimiento (Lederman y Fajnzylber, 1999): 1) alta especialización; 2) expansión del mercado potencial; 3) difusión tanto de la innovación tecnológica como de las mejoras en la práctica gerencial a través de interacciones más fuertes con firmas y mercados externos; 4) disminución de prácticas anticompetitivas de las empresas domésticas; 5) reducción de los incentivos para las firmas a realizar actividades rentistas que son muchas veces improductivas. Para tomar en cuenta esta variable se considera el volumen del comercio (exportaciones más importaciones) sobre el PBI.

La tercera área de políticas es relacionada con la **carga del gobierno**; este podría tener una carga fuerte si este impone altos impuestos, usados para renovar o mantener programas públicos inefectivos y una amplia burocracia, incentiva distorsiones de mercado, e interfiere negativamente en la economía asumiendo roles muchas veces

apropiado para el sector privado (Fischer, 1993). Para tomar en cuenta esta variable la que se aproxima a través del consumo del gobierno entre el PBI.

Políticas de estabilización.- Las políticas de estabilización no sólo afectan las fluctuaciones cíclicas sino también el crecimiento de largo plazo. En efecto un argumento es que las variables de estabilización macroeconómica tienen impacto tanto sobre el ciclo económico como en el desempeño de largo plazo de la economía (Fischer, 1993). Políticas monetarias, fiscales y financieras que contribuyan a estabilizar el entorno macroeconómico y reducir las crisis son importantes para el crecimiento de largo plazo. Pues reducen la incertidumbre. Ello incentiva la inversión de las empresas, y permite a los agentes en concentrarse en actividades productivas. Como una variable relacionada a las políticas de estabilización macroeconómica se considera a la **estabilidad en los precios**, aproximada a través de la tasa promedio de la inflación correspondiente a cada país.

Condiciones externas.- El crecimiento económico de un país no sólo es afectado por condiciones internas, sino también por condiciones externas. Para tomar en cuenta esta variable, se incluye **choques de términos de intercambio** que afectan a cada país individualmente, estos choques capturan cambios tanto en la demanda internacional de un país como en el costo de producción, esta variables es introducida también por Easterly y Rebelo (1993), Fischer (1993) y Loayza y Soto (2002).

3.3. Fuente de datos

El período de este estudio corresponde a las cuatro últimas décadas transcurridas (1960-2000), a lo largo de períodos de cinco años (con el fin de evitar capturar relaciones de tipo cíclico entre las variables involucradas), con lo que se tiene 8 períodos temporales de cinco años; en vista de ello y dado que la mayoría de los datos utilizados corresponden a la versión del año 2004 de la serie de Indicadores Mundiales de Desarrollo del Banco Mundial (*World Development Indicators*, WDI), los cuales se encuentran en frecuencia anual; las variables incluidas en la estimación son promedio anuales; excepto la variable volatilidad del crecimiento del PBI per cápita, la cuál se aproximó a través de la desviación estándar de la tasa de crecimiento anual del PBI per cápita.

CUADRO 1.- FUENTE DE LAS VARIABLES UTILIZADAS

Producto Bruto Interno (PBI)	World Development Indicators (2004)
Inflación	World Development Indicators (2004)
Consumo del gobierno (% PBI)	World Development Indicators (2004)
Crédito Privado doméstico (% PBI)	World Development Indicators (2004) y Beck, Demirguc-Kunt y Levine (2001)
Comercio (% PBI)	World Development Indicators (2004) y Penn World Table 6.1
Variación de los términos de intercambio	World Bank

En este trabajo se considera una muestra de 38 países emergentes³.

3.4. Resultados de la estimación

Para examinar la existencia de efectos umbrales de la volatilidad sobre el crecimiento, este trabajo utiliza técnicas econométricas desarrolladas por Hansen (1999). Quien propone estimadores en modelos de regresión con umbrales utilizando datos de panel. Básicamente especifica que las observaciones individuales pueden ser divididas en clases basado en el valor de una variable observable⁴.

En el anexo 2 se presentan las pruebas para ver si existen efectos umbrales entre la volatilidad del crecimiento y el crecimiento promedio de la economía, como se observa hay evidencia de que hay un efecto umbral (5.1%), mas no parece haber evidencia de dos o tres efectos umbrales.

El cuadro 2 presenta los resultados de la estimación de la ecuación (1a), donde se observa que volatilidades mayores al umbral estimado; 5.1%; tienen un efecto negativo sobre la tasa promedio de crecimiento del PBI per cápita, mientras que volatilidades menores a dicho umbral no tienen efectos significativos sobre la tasa de crecimiento.

Hnatkovska y Loayza (2004) encuentran resultados similares, dividen la volatilidad del crecimiento del PBI per cápita en una “volatilidad del ciclo económico” y una “volatilidad de períodos de crisis”, encontrando que ambos tiene efectos negativos sobre el crecimiento, pero la volatilidad de períodos de crisis tiene un mayor efecto. Con los resultados presentados se podría considerar que volatilidades menores a 5.1% corresponden a la volatilidad del ciclo económico y volatilidades mayores que 5.1% corresponden a la volatilidad de períodos de crisis.

En Latinoamérica, por ejemplo, el período de menor crecimiento económico fue la década de los ochenta, década donde la mayoría de países de la región mostró una mayor volatilidad de su producto, así la desviación estándar del crecimiento del PBI per cápita en los ochenta en Argentina fue de 5.3%, en Brasil 4.7%, en Chile 6.3%, en Perú 8.4%, en Uruguay 6.4% y en Venezuela 5.0%.

La variable convergencia transicional resulta negativa y significativa, es decir manteniendo constante los demás determinantes del crecimiento, países pobres crecen más rápido que países ricos. Dado el coeficiente estimado de -0.11, implica una velocidad de convergencia de 16% por año, con una correspondiente vida media de alrededor de 4 años⁵. La evidencia internacional encuentra que la velocidad de convergencia es de 1.84% (más lento que el valor estimado en este trabajo) con una vida media de 38 años (Loayza et al., 2004), los resultados difieren porque en este trabajo se excluye de la muestra los países desarrollados, por lo que los países emergentes considerados en la muestra no presentan una brecha grande en ingreso per cápita. Por lo que la convergencia es más rápida y un menor tiempo de vida media⁶.

³ Argentina, Bangla Desh, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, El Salvador, Gambia, Ghana, Guatemala, Haití, Honduras, India, Indonesia, Israel, Kenya, República de Corea, Madagascar, Malasia, México, Nigeria, Pakistán, Panamá, Papua Nueva Guinea, Paraguay, Perú, Filipinas, Sudáfrica, Siri Lanka, Tailandia, Togo, Trinidad y Tobago, Túnez, Uruguay, Venezuela, y Zambia.

⁴ véase el anexo 1 para mayor detalle del modelo de Hansen (1999).

⁵ esto es el tiempo que toma para la mitad de la diferencia de ingresos entre dos grupos de países que desaparece solamente debido a la convergencia.

⁶ Linealizando el modelo neoclásico de crecimiento alrededor del estado estacionario, la velocidad de convergencia es dado por la formula $(-1/T) * Ln(1+T\alpha)$, donde T representa la longitud de cada período de tiempo (en este caso, 5 años) y α es el valor estimado del PBI per cápita inicial del cuadro 2. La vida media en años es dado por $ln(2)/velocidad\ de\ convergencia\ anual$.

La inflación tiene un efecto negativo y significativo, no obstante el valor estimado es casi cero. La inestabilidad de precios afectó negativamente al crecimiento principalmente en la década de los ochenta. Así, por ejemplo, Argentina llegó el año 1989 a tener una inflación de 3080%, Bolivia alcanzó en 1985 una tasa de inflación de 11750%, Perú alcanzó su nivel máximo de inflación el año 1989 con 7841%. Los demás países registraron también en dicho período sus niveles de inflación más altas. Es por ello, que a la década de los ochenta se le denominó la década perdida, caracterizada por una alta inestabilidad en el nivel de precios, que produjo una caída en la tasa de crecimiento del producto.

CUADRO 2.- VOLATILIDAD Y CRECIMIENTO ECONÓMICO

Variable Dependiente: Crecimiento del PBI per cápita		
Variables Explicativas:	Estimación MCO con efectos fijos (1)	Estimación MCO con efectos fijos (2)
Umbral de Volatilidad (en %)	5.1	5.1
Prueba de Ratio de verosimilitud	15.06	15.06
Volatilidades altas Des. Est. [crecimiento del PBI per cápita] > Umbral	-1.27* (0.33)	-1.27* (0.40)
Volatilidades bajas Des. Est. [crecimiento del PBI] < Umbral	-0.003 (0.67)	-0.003 (0.69)
Convergencia Transicional Log[PBI per cápita inicial]	-0.11* (0.03)	-0.11* (0.03)
Inflación Log[Tasa de inflación +1]	-2.45e-08*** (1.29e-08)	-2.45e-08* (9.26e-09)
Intermediación Financiera Log[crédito privado doméstico/PBI]	0.02 (0.09)	0.02 (0.08)
Apertura Comercial Log[Comercio/PBI]	0.26* (0.09)	0.26* (-0.09)
Carga del Gobierno Log[consumo del gobierno/PBI]	-0.59*** (0.27)	-0.59** (0.30)
Choques de Términos de Intercambio Diferencia del Log[términos de intercambio]	7.02e-04* (2.35e-04)	7.02e-04* (2.07e-04)
Número de países	38	38
Número de observaciones	304	304

(1) no se asume errores estándar heterocedásticos, (2) asumiendo errores estándar heterocedásticos corregido con la matriz de White.

*, ** y *** significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Desviación estándar entre paréntesis.

La variable relacionada a políticas estructurales como la intermediación financiera resultó con el signo positivo esperado, pero no significativa, que se puede deber por el efecto contrapuesto que han ocasionado las crisis financieras, Loayza y Ranciere (2002) indican que el desarrollo financiero tiene un efecto positivo sobre el crecimiento, pero en períodos de crisis financiera dicha relación se vuelve negativa.

La variable apertura comercial resulta positiva y significativa, lo cual indicaría que políticas que incentiven una mayor apertura comercial ayudaría al crecimiento económico. En un reciente trabajo de Chang, Kaltani y Loayza (2005) muestran que la apertura comercial tiene un mayor efecto sobre el crecimiento si se acompaña de políticas complementarias tales como una mayor desarrollo en infraestructura, un mayor desarrollo financiero y mayor grado de educación de la población.

La variable carga del gobierno resulta negativa y significativa, lo cual indica que una excesiva carga al sector público (a través de impuestos ineficientes, por ejemplo) desalienta este sector a invertir, y por tanto reduce la tasa de crecimiento de la economía.

Con respecto a los choques externos, los choques provenientes de los términos de intercambio no tiene un efecto significativo en la muestra de este trabajo; probablemente la principal fuente de choques externos haya venido de la choques de flujos de capital, Borner y Rigobon (2005) muestra que la variación de los flujos de capital es mayor en países emergentes.

3.5. Sensibilidad de los resultados

Un problema de la estimación vía mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación (1a) con los resultados del cuadro 2 es que el modelo no es estático, sino dinámico. Pues en la ecuación (1a) una de la variables de control de X es el PBI per cápita en el período inicial. Es decir la ecuación es:

$$(1a') \quad y_{i,t} - y_{i,t-1} = \mu_i + \theta_1 y_{i,t-1} + \gamma_1 (1 - d_{i,t}^{\sigma_{\Delta y}^{2*}}) \sigma_{\Delta y_{i,t}}^2 + \gamma_2 d_{i,t}^{\sigma_{\Delta y}^{2*}} \sigma_{\Delta y_{i,t}}^2 + \theta' X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Donde X incluye es un conjunto de variables de control, meno el PBI per cápita del período inicial. Como se observa el error, $\varepsilon_{i,t}$, forma parte de la variable dependiente, $y_{i,t} - y_{i,t-1}$, y a la vez $y_{i,t-1}$ es una variable explicativa. De ese modo se tiene que

$$E[y_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t}] \neq 0$$

Con lo que los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios son inconsistentes. Hansen (1999) solamente presenta el modelo estático balanceado, no se ha desarrollado aun la metodología de Hansen (1999) extendiendo a modelos dinámicos en datos de panel.

La estrategia que se utiliza en esta parte es estimar (1a) en un modelo de datos de panel dinámico, que fueron introducidos por Holtz-Eakin, Newey, y Rosen (1990), Arellano y Bond (1991), y Arellano y Bover (1995)⁷.

El método usual para estimar estos modelos es el método GMM (Generalized-Method-of-Moments), que se basa en las condiciones de momentos que se imponen al modelo. Para un mayor detalle de dichos estimadores en un contexto de datos de panel dinámico véase Baltagi (2001).

⁷ Extensiones a dichos modelos como los de Alonso-Borrego y Arellano (1999) y Blundell y Bond (1998) examinan la ventaja de utilizar como instrumentos las variables en niveles o en diferencias; también Windemeijer (2005) propone una corrección para el problema del sesgo generado cuando se utilizan muestras finitas en la estimación.

El modelo (1a) se estima con las mismas variables presentadas en el cuadro 2, dado que no se estima un umbral con este modelo, se considera el umbral estimado de 5.1% y se construye dos variables de la siguiente manera:

Volatilidad alta, si la volatilidad del crecimiento es mayor al umbral, entonces mantiene su valor, cero en caso contrario.

Volatilidad baja, si la volatilidad del crecimiento es menor o igual al umbral, entonces mantiene su valor, cero en caso contrario.

Los resultados de la estimación se presentan en el cuadro 3, se observa pues que volatilidades menores que el umbral no tienen efectos sobre el crecimiento, pero las volatilidades mayores que dicho umbral sí tienen efectos negativos sobre el crecimiento. Lo cual apoya la robustez de los resultados encontrados por la estimación de mínimos cuadrados ordinarios.

CUADRO 3.- VOLATILIDAD Y CRECIMIENTO ECONÓMICO

Variable Dependiente: Crecimiento del PBI per cápita			
Variables Explicativas:	Estimación MCO con efectos fijos	Estimación GMM Una etapa	Estimación GMM Dos etapas
Volatilidades altas Des. Est. [crec. PBI per cápita] > Umbral	-1.27* (0.33)	-1.97* (0.44)	-2.08* (0.61)
Volatilidades bajas Des. Est. [crec. PBI per cápita] < Umbral	-0.003 (0.67)	-0.78 (0.89)	-0.69 (1.31)
Convergencia Transicional Log[PBI per cápita inicial]	-0.11* (0.03)	0.03* (0.01)	-0.03* (0.01)
Inflación Log[Tasa de inflación +1]	-2.45e-08*** (1.29e-08)	-1.66e-08 (1.76e-08)	-9.83e-09 (1.14e-08)
Intermediación Financiera Log[crédito privado doméstico/PBI]	0.02 (0.09)	-0.02 (0.07)	-0.03 (0.09)
Apertura Comercial Log[Comercio/PBI]	0.26* (0.09)	0.06 (0.07)	0.05 (0.09)
Carga del Gobierno Log[consumo del gobierno/PBI]	-0.59*** (0.27)	-0.26 (0.22)	-0.33 (0.29)
Choques de Términos de Intercambio Diferencia Log[términos de intercambio]	7.02e-04* (2.35e-04)	6.03e-04*** (3.51e-04)	6.63e-04*** (3.36e-04)
Prueba de sobreidentificación de Sargan	-	0.34	-
Prueba de sobreidentificación de Hansen	-	-	0.89
Prueba de autocorrelación de 2do orden	-	0.07	0.19
Número de países	38	38	38
Número de observaciones	304	304	304

*, ** y *** significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Desviación estándar entre paréntesis.

En la estimación en dos etapas son computadas la corrección para muestras finitas de Windmeijer (2005).

4. Conclusiones

En este trabajo se estima un modelo estático de umbrales en datos de panel, propuesto por Hansen (1999), para una muestra de 38 países emergentes durante el período de 1960 al 2000.

Los resultados sugieren que fluctuaciones abruptas de la tasa de crecimiento del PBI per cápita que impliquen una desviación estándar mayor que 5.1% tienen efectos negativos sobre el crecimiento del PBI per cápita de largo plazo; mientras que fluctuaciones suaves que impliquen una desviación estándar menor a 5.1% no tienen efectos significativos, una vez controlando por otras variables determinantes del crecimiento económico.

Los resultados se mantienen cuando se utilizan estimadores GMM (Generalized-Method-of-Moments) en un contexto de datos de panel dinámico a fin de poder controlar efectos de endogeneidad y doble causalidad en la regresión de crecimiento económico.

Siguiendo a Hnatkovska y Loayza (2004) se puede interpretar que volatilidades (desviaciones estándar) menores a 5.1% corresponden a volatilidades regulares alrededor de una tendencia y volatilidades (desviaciones estándar) mayores a 5.1% corresponden a períodos de crisis de volatilidad.

Referencias

- ACEMOGLU, D., JOHNSON, S., ROBINSON, J., Y THAICAROEN, Y. (2000): "Institutional Causes, Macroeconomic Symptoms: Volatility, Crises and Growth." *Journal of Monetary Economics*, 50, pp. 49-123.
- AGHION, P. Y SAINT-PAUL, G. (1998): "Virtues of Bad Times: Interaction between Productivity Growth and Economic Fluctuations." *Macroeconomic Dynamics* 2, 3, pp. 322-344.
- AGHION, P., G. ANGELOTOS, A. BANERJEE Y K. MANOVA (2005): Volatility and Growth: Credit Constraints and Productivity-Enhancing Investment." Mimeo.
- AGHION, P. Y A. BANERJEE (2005): *Volatility and Growth*. Oxford University Press.
- AHN, S., Y P. SCHMIDT (1995): "Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data." *Journal of Econometrics*, 68, pp. 5-27.
- ARELLANO, M. Y S. BOND (1991). "Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations." *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.
- ARELLANO, M. Y O. BOVER (1995): "Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-Component Models." *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29-51.
- BALTAGI, B. (2001): *Econometric Analysis of Panel Data*. second edition.
- BARLEVY, G. (2003): "The Cost of Business Cycles under Endogenous Growth." *NBER Working Paper* 9970.
- BECK, T. A. DEMIRGUC-KUNT Y R. LEVINE (2001): "A New Database on Financial Development and Structure (1960-2001)." World Bank.
- BLUNDELL, R. Y S. BOND (1998): "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-143.
- BUCKLE, R.; HAUGH, D. Y THOMSON, P. (2002): "Growth and Volatility Regime Switching Models for New Zealand GDP Data." *New Zealand Treasury Working Paper* 02/08.
- CABALLERO, R (2000): "Aggregate Volatility in Modern Latin American: Causes and Cures." World Bank.
- CALDERÓN, C. (2002): "The Direction of Causality between Financial Development and Economic Growth." *Working Paper* 184, Central Bank of Chile.
- CHAN, K-S, R. TSAY (1998): "Limiting Properties of the Least Square Estimators of a Continuous Threshold Autoregressive Model." *Biometrika*, 85, 2, pp. 413-426.
- CHANG, R., L. KALTANI Y N. LOAYZA (2005): "Openness Can Be Good for Growth: The Role of Policy Complementarities." *World Bank Policy Research Working Paper* No. 3763.
- CORICELLI, F. Y I. MASTEN (2004): "Growth and Volatility in Transition Countries: The Role of Credit." *Festschrift in Honor of Guillermo Calvo*.
- CORMIN, D. Y GERTLER, M. (2003): "Medium Term Business Cycles." *NBER Working Paper* 10003.
- CABALLERO, R. Y M. HAMMOUR (2000): "Creative Destruction and Development: Institutions, Crises and Restructuring." *NBER Working Paper* No. 7849.
- DE GREGORIO, J., Y P. GUIDOTTI (1995): "Financial Development and Economic Growth." *World Development*, 23, pp. 433-48.
- DE HEK, P. Y S. ROY (2001): "On Sustained Growth under Uncertainty." *International Economic review*, 32, 3, pp. 801-813.
- EASTERLY, W. Y S. REBELO (1993): "Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation." *Journal of Monetary Economics*, 32, 3, pp. 417-458.
- FATÁS, A. (2000): "Do Business Cycles Cast Long Shadows? Short-Run Persistence and Economic Growth." *Journal of Economic Growth*, 5, 2, pp.147-162.
- FATÁS, A. (2002): "The Effects of Business Cycles on Growth" En *Economic growth: Sources, Trends and Cycles*, Eds. NORMAN LOAYZA Y RAIMUNDO SOTO, Central Bank of Chile.
- HANSEN, B. (1996): "Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified under the Null Hypothesis." *Econometrica*, 68, 3, pp. 413-430.
- HANSEN, B. (1999): "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference." *Journal of Econometrics*, 93, 2, pp. 345-368.
- HANSEN, B. (2000): "Sample Splitting and Threshold Estimation." *Econometrica*, 68, 2, pp. 575-603.

- HOLTZ-EAKIN, D.; W. NEWEY, Y H. ROSEN (1998). "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data." *Econometrica*, 56, pp. 1371-1395.
- HNATKOVSKA, V. Y N. LOAYZA (2004): "Volatility and Growth." En *Managing Volatility and Crises: A Practitioner's Guide Overview*. The World Bank.
- IMBS, J. (2002): "Why the Link between Volatility and Growth is Both Positive and Negative." CEPR Discussion Papers No. 3561.
- JONES, L.; R. MANUELLI Y E. STACHETTI (2000): "Technology and Policy Shocks in Models of Endogenous Growth." *NBER Working Paper* 7063.
- JONES, L.; R. MANUELLI Y H. SIU (2000): "Growth and Business Cycles." *NBER Working Paper* 7633.
- JONES, L. Y R. MANUELLI (2003): "Volatile Policy and Private Information: The Case of Monetary Shocks." *Journal of Economic Theory*, 99, pp. 265-296.
- KROFT Y LLOYD-ELLIS (2002): "Further Cross-Country Evidence on the Link between Growth, Volatility and Business Cycle." Queens University Working Paper.
- LEDERMAN, D. (1999): *The Sources of Economic Growth: A Survey from a Latin America Perspective*. Washington: World Bank, Office of the Chief Economist of Latin America and the Caribbean Region.
- LEVINE, R. (1997): "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda." *Journal of Economic Literature*, 35, pp. 688-726.
- LEVINE, R. Y D. RENELT (1992): "A Sensitivity Analysis of Cross-country Growth Regressions." *American Economic Review*, 82, pp. 688-726.
- LEVINE, R., N. LOAYZA, Y T. BECK (2000): "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes." *Journal of Monetary Economics*, 46 (1), pp. 31-77.
- LOAYZA, N., Y R. RANCIERE (2002): "Financial Development, Financial Fragility, and Growth." *Working Paper* 145, Central Bank of Chile.
- LOAYZA, N., Y R. SOTO (2002): "The Sources of Economic Growth: An Overview." En *Economic Growth: Sources, Trends and Cycles*, Eds. N. LOAYZA Y R. SOTO. Banco Central de Chile.
- LOAYZA, N.; FAJNZYLBER, P. Y CALDERÓN, C. (2004): "Economic Growth in Latin America and the Caribbean. Stylized Facts, Explanations and Forecasts." *Working Paper* 265, Central Bank of Chile.
- MARTIN, B. Y C. ROGERS (2000): "Long-Term Growth and Short-Term Economic Instability." *European Economic Review*, 44, 2, pp. 359-381.
- MARTIN, B. Y ROWTHORN, R. (2004): "Will Stability Last?" *UBS research paper*.
- PEÑA, W., J. PESCHIERA Y N. RAMIREZ-RONDAN (2006): "Sources of Economic Instability: Are Institutional Factors the Most Important?" Mimeo.
- RAMEY, G. Y V. RAMEY (1995): "Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth." *American Economic Review*, 85, 5, pp. 1138-1150.
- TURNOVSKY, S. Y P. CHATTOPADHYAY (2003): "Volatility and Growth in Developing Economies: some Numerical Results and Empirical Evidence." *Journal of International Economics*, 59, 2, pp. 267-295.
- WINDMEIJER, F. (2005): "A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators." *Journal of Econometrics*, 126, 1, pp. 25-51.
- WOLF, H. (2004): "Volatility: definition and consequences." En *Managing Volatility and Crises: A Practitioner's Guide Overview*. World Bank.
- WORLD BANK (2004): *World Development Indicators*. Washington, DC: The World Bank.

Anexo 1.- Modelos umbrales en datos de panel

Para examinar la existencia de umbrales de volatilidad de crecimiento, este trabajo utiliza técnicas econométricas desarrolladas por Chan y Tsay (1998) y Hansen (1999, 2000). Básicamente los modelos de regresión con umbrales especifican que las observaciones individuales pueden ser divididas en clases basado en el valor de una variable observable.

Los modelos con umbrales han tenido un gran desarrollo en el contexto de series de tiempo, Hansen (1999) extiende dichos modelo en un contexto de datos de panel; básicamente estudia regresiones umbrales en modelos no dinámicos empleando técnicas de estimadores de mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Considerando la ecuación (1a) y asumiendo que no hay variables de control se tiene:

$$(1b) \quad y_{i,t} - y_{i,t-1} = \begin{cases} \mu_i + \gamma_2 \sigma_{\Delta y_{i,t}}^2 + \varepsilon_{i,t} & \sigma_{\Delta y_{i,t}}^2 > \sigma_{\Delta y}^{2*} \\ \mu_i + \gamma_1 \sigma_{\Delta y_{i,t}}^2 + \varepsilon_{i,t} & \sigma_{\Delta y_{i,t}}^2 \leq \sigma_{\Delta y}^{2*} \end{cases}$$

Las observaciones son divididas en dos “regímenes” dependiendo de si la variable umbral es mayor o menor que la variable observada, los regímenes son distinguidos por coeficientes de diferentes regresiones, γ_1 y γ_2 . Para la distinción de dichos coeficientes se requiere que los elementos de $\sigma_{\Delta y_{i,t}}^2$ sean no invariantes en el tiempo. El error $\varepsilon_{i,t}$ se asume para ser independiente e idénticamente distribuido (*iid*) con media 0 y varianza finita σ_ε^2 . El supuesto de *iid* excluye rezagos de la variable dependiente como explicativas.

Estimación de mínimos cuadrados

Un método usual para eliminar el efecto específico a cada país se resta el promedio temporal de cada variable, haciendo $\Delta y_{i,t} = y_{i,t} - y_{i,t-1}$ resultando:

$$(1c) \quad \Delta \bar{y}_i = \gamma' \bar{\sigma}_{\Delta y_i}^2 + \bar{\varepsilon}_i$$

Donde: $\gamma' = (\gamma_2' \gamma_1')$

$$\Delta \bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{i,t}, \quad \Delta \bar{\varepsilon}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{i,t}, \quad \bar{\sigma}_{\Delta y_i}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \sigma_{\Delta y_{i,t}}^2$$

Tomando la diferencia entre (1b) y (1c), se tiene:

$$(1d) \quad \Delta y_{i,t}^+ = \gamma' \sigma_{\Delta y_{i,t}}^{2+} + \varepsilon_{i,t}^+$$

Donde:

$$\begin{aligned} \Delta y_{i,t}^+ &= \Delta y_{i,t} - \Delta \bar{y}_i \\ \sigma_{\Delta y_{i,t}}^{2+} &= \sigma_{\Delta y_{i,t}}^2 - \bar{\sigma}_{\Delta y_i}^2 \end{aligned}$$

Utilizando la notación de (1d) en forma matricial es expresado como:

$$(1e) \quad Y^+ = Z^+ \gamma + \varepsilon^+$$

Donde $Y^+ = \Delta y_{i,t}^+$, $Z^+ = \sigma_{\Delta y_{i,t}}^{2+}$, $\mathbf{y} \varepsilon^+ = \varepsilon_{i,t}^+$.

Para algún $\sigma_{\Delta y}^{2*}$, el coeficiente γ , puede ser estimado por el método de mínimos cuadrados ordinarios:

$$(1f) \quad \hat{\gamma}(\sigma_{\Delta y}^{2*}) = (Z^+(\sigma_{\Delta y}^{2*})' Z^+(\sigma_{\Delta y}^{2*}))^{-1} Z^+(\sigma_{\Delta y}^{2*})' Y^+$$

El vector de regresión residual es:

$$\hat{\varepsilon}^+(\sigma_{\Delta y}^{2*}) = Y^+ - Z^+(\sigma_{\Delta y}^{2*}) \hat{\gamma}(\sigma_{\Delta y}^{2*})$$

Y la suma de errores al cuadrado es:

$$S_1(\sigma_{\Delta y}^{2*}) = \varepsilon^+(\sigma_{\Delta y}^{2*})' \varepsilon^+(\sigma_{\Delta y}^{2*})$$

$$(1g) \quad S_1(\sigma_{\Delta y}^{2*}) = (I - Z^+(\sigma_{\Delta y}^{2*})'(Z^+(\sigma_{\Delta y}^{2*})' Z^+(\sigma_{\Delta y}^{2*}))^{-1} Z^+(\sigma_{\Delta y}^{2*})') Y^+$$

Hansen (2000) recomienda la estimación del umbral, $\sigma_{\Delta y}^{2*}$, por mínimos cuadrados. Entonces esto se logra minimizando la suma de errores al cuadrado (1g). De ese modo, el estimador de mínimos cuadrados de $\sigma_{\Delta y}^{2*}$ es:

$$(1h) \quad \hat{\sigma}_{\Delta y}^{2*} = \arg \min_{\sigma_{\Delta y}^{2*}} S_1(\sigma_{\Delta y}^{2*})$$

Una vez que $\hat{\sigma}_{\Delta y}^{2*}$ es obtenido, la estimación del coeficiente es $\hat{\gamma} = \hat{\gamma}(\hat{\sigma}_{\Delta y}^{2*})$. El vector de residuos es $\hat{\varepsilon}^+ = \hat{\varepsilon}^+(\hat{\sigma}_{\Delta y}^{2*})$ y su varianza residual:

$$(1i) \quad \sigma_{\varepsilon}^2 = \frac{1}{n(T-1)} \hat{\varepsilon}^+{}' \hat{\varepsilon}^+ = \frac{1}{n(T-1)} S_1(\hat{\sigma}_{\Delta y}^{2*})$$

Anexo 2.- Prueba para la existencia de un umbral

Es importante determinar si el efecto umbral es estadísticamente significativo. La hipótesis de no efectos umbrales (0 umbrales) en (1b) puede ser representado por la restricción lineal:

$$H_0: \quad \gamma_1 = \gamma_2$$

Bajo la H_0 el umbral $\sigma_{\Delta y}^{2*}$ es no identificado, de ese modo las pruebas usuales tienen distribuciones no estándar. La ecuación (1e) de efectos fijos cae en la clase de modelos considerados por Hansen (1996) quien sigue la metodología de *bootstrap* para simular la distribución asintótica de la prueba de ratio de verosimilitud.

Bajo la hipótesis nula de no umbrales, el modelo es:

$$(1j) \quad \Delta y_{i,t} = \mu_i + \gamma_1 \sigma_{\Delta y_{i,t}}^2 + \varepsilon_{i,t}$$

Haciendo la transformación de efectos fijos para eliminar μ_i , se tiene:

$$(1k) \quad \Delta y_{i,t}^+ = \gamma_1 \sigma_{\Delta y_{i,t}}^{2+} + \varepsilon_{i,t}^+$$

El parámetro de la regresión es estimado por γ_1 es estimado por mínimos cuadrados ordinarios, lo cual nos da estados de $\hat{\gamma}_1$, de los residuos $\hat{\varepsilon}_{i,t}^+$ y de la suma de los errores al cuadrado $S_0 = \hat{\varepsilon}_{i,t}^+ ' \hat{\varepsilon}_{i,t}^+$. La prueba de verosimilitud de H_0 es basado en:

$$(1l) \quad F = (S_0 - S_1(\hat{\sigma}_{\Delta y}^{2*})) / \sigma_\varepsilon^2$$

Hansen (1999) muestra que la distribución asintótica de F es no estándar, Hansen (1996) muestra que un procedimiento de *bootstrap* logra distribuciones asintóticas de primer orden. De ese modo los valores de probabilidad construidos del *bootstrap* son válidos.

Cuando existe el efecto del umbral ($\gamma_1 \neq \gamma_2$) Hansen (2000) muestra que el umbral estimado, $\hat{\sigma}_{\Delta y}^{2*}$, es consistente para $\sigma_{\Delta y 0}^{2*}$ (el verdadero valor del umbral para $\sigma_{\Delta y}^{2*}$) y al distribución asintótica es no estándar. Argumenta que el mejor camino para formar intervalos de confianza para el umbral, $\hat{\sigma}_{\Delta y}^{2*}$, es formar “la región de no rechazo” usando el estadístico de **ratio de verosimilitud** para probar sobre $\hat{\sigma}_{\Delta y}^{2*}$. Para probar la hipótesis de $H_0: \sigma_{\Delta y}^{2*} = \sigma_{\Delta y 0}^{2*}$, la prueba de ratio de verosimilitud es rechazada para valores grandes de $LR(\sigma_{\Delta y 0}^{2*})$ donde:

$$(1m) \quad LR(\sigma_{\Delta y}^{2*}) = (S_1(\sigma_{\Delta y}^{2*}) - S_1(\hat{\sigma}_{\Delta y}^{2*})) / \sigma_\varepsilon^2$$

Notar que el estadístico (1m) es una hipótesis diferente del estadístico (1l). $LR(\sigma_{\Delta y 0}^{2*})$ es una prueba para $H_0: \sigma_{\Delta y}^{2*} = \sigma_{\Delta y 0}^{2*}$ mientras F es una prueba para $H_0: \gamma_1 = \gamma_2$.

En el cuadro A se presentan las pruebas para ver si existen efectos umbrales entre la volatilidad del crecimiento y el crecimiento promedio de la economía, como se observa hay evidencia de que hay un efecto umbral, mas no parece haber dos o tres efectos umbrales.

CUADRO A.- PRUEBA DE EFECTOS UMBRALES

	Umbrales Estimados	Prueba LR	Valores críticos	Nivel de significancia
Un umbral	0.051	15.06	12.69 ^{1/} 14.34 ^{2/} 18.90 ^{3/}	0.03
Dos umbrales	0.051 0.057	7.39	15.34 ^{1/} 16.81 ^{2/} 22.45 ^{3/}	0.63
Tres umbrales	0.057 0.051 0.002	5.30	12.39 ^{1/} 14.45 ^{2/} 19.78 ^{3/}	0.73
Muestra	38 países			
Períodos	1960-2000 (8 períodos de 5 años)			
Observaciones	304			

^{1/}, ^{2/} y ^{3/} valores críticos al 10%, 5% y 1% respectivamente.

Nota: la segunda columna son los umbrales estimados, la tercera columna es el valor del ratio de verosimilitud observado, los valores críticos y el nivel de significancia son calculados utilizando 300 repeticiones de *Bootstrap*.

Documentos de Trabajo publicados Working Papers published

La serie de Documentos de Trabajo puede obtenerse de manera gratuita en formato pdf en la siguiente dirección electrónica:

<http://www.bcrp.gob.pe/bcr/Documentos-de-Trabajo/Documentos-de-Trabajo.html>

The Working Paper series can be downloaded free of charge in pdf format from:

<http://www.bcrp.gob.pe/bcr/ingles/working-papers/working-papers.html>

2007

Agosto \ August

DT N° 2007-015

Proyecciones desagregadas de inflación con modelos Sparce VAR robustos

Carlos Barrera

DT N° 2007-014

Aprendiendo sobre Reglas de Política Monetaria cuando el Canal del Costo Importa

Gonzalo Llosa y Vicente Tuesta

DT N° 2007-013

Determinantes del crecimiento económico: Una revisión de la literatura existente y estimaciones para el período 1960-2000

Raymundo Chirinos

DT N° 2007-012

Independencia Legal y Efectiva del Banco Central de Reserva del Perú

Vicente Tuesta Reátegui

DT N° 2007-011

Regla Fiscal Estructural y el Ciclo del Producto

Carlos Montoro y Eduardo Moreno

DT N° 2007-010

Oil Shocks and Optimal Monetary Policy

Carlos Montoro

Mayo \ May

DT N° 2007-009

Estimación de la Frontera Eficiente para las AFP en el Perú y el Impacto de los Límites de Inversión: 1995 - 2004

Javier Pereda

DT N° 2007-008

Efficiency of the Monetary Policy and Stability of Central Bank Preferences. Empirical Evidence for Peru

Gabriel Rodríguez

DT N° 2007-007

Application of Three Alternative Approaches to Identify Business Cycles in Peru

Gabriel Rodríguez

Abril \ April

DT N° 2007-006

Monetary Policy in a Dual Currency Environment

Guillermo Felices, Vicente Tuesta

Marzo \ March

DT N° 2007-005

Monetary Policy, Regime Shift and Inflation Uncertainty in Peru (1949-2006)

Paul Castillo, Alberto Humala, Vicente Tuesta

DT N° 2007-004

Dollarization Persistence and Individual Heterogeneity

Paul Castillo y Diego Winkelried

DT N° 2007-003

Why Central Banks Smooth Interest Rates? A Political Economy Explanation

Carlos Montoro

Febrero \ February

DT N° 2007-002

Comercio y crecimiento: Una revisión de la hipótesis "Aprendizaje por las Exportaciones"

Raymundo Chirinos Cabrejos

Enero \ January

DT N° 2007-001

Perú: Grado de inversión, un reto de corto plazo

Gladys Choy Chong

2006

Octubre \ October

DT N° 2006-010

Dolarización financiera, el enfoque de portafolio y expectativas:

Evidencia para América Latina (1995-2005)

Alan Sánchez

DT N° 2006-009

Pass-through del tipo de cambio y política monetaria:

Evidencia empírica de los países de la OECD

César Carrera, Mahir Binici

Agosto \ August

DT N° 2006-008

Efectos no lineales de choques de política monetaria y de tipo de cambio real en economías parcialmente dolarizadas: un análisis empírico para el Perú

Saki Bigio, Jorge Salas

Junio \ June

DT N° 2006-007

Corrupción e Indicadores de Desarrollo: Una Revisión Empírica

Saki Bigio, Nelson Ramírez-Rondán

DT N° 2006-006

Tipo de Cambio Real de Equilibrio en el Perú: modelos BEER y construcción de bandas de confianza

Jesús Ferreyra y Jorge Salas

DT N° 2006-005

Hechos Estilizados de la Economía Peruana

Paul Castillo, Carlos Montoro y Vicente Tuesta

DT N° 2006-004

El costo del crédito en el Perú, revisión de la evolución reciente

Gerencia de Estabilidad Financiera

DT N° 2006-003

Estimación de la tasa natural de interés para la economía peruana

Paul Castillo, Carlos Montoro y Vicente Tuesta

Mayo \ May

DT N° 2006-02

El Efecto Traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú: 1995-2004

Alberto Humala

Marzo \ March

DT N° 2006-01

¿Cambia la Inflación Cuando los Países Adoptan Metas Explícitas de Inflación?

Marco Vega y Diego Winkelreid

2005

Diciembre \ December

DT N° 2005-008

El efecto traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú 1995-2004

Erick Lahura

Noviembre \ November

DT N° 2005-007

Un Modelo de Proyección BVAR Para la Inflación Peruana

Gonzalo Llosa, Vicente Tuesta y Marco Vega

DT N° 2005-006

Proyecciones desagregadas de la variación del Índice de Precios al Consumidor (IPC), del Índice de Precios al Por Mayor (IPM) y del Crecimiento del Producto Real (PBI)

Carlos R. Barrera Chaupis

Marzo \ March

DT N° 2005-005

Crisis de Inflación y Productividad Total de los Factores en Latinoamérica

Nelson Ramírez Rondán y Juan Carlos Aquino.

DT N° 2005-004

Usando información adicional en la estimación de la brecha producto en el Perú: una aproximación multivariada de componentes no observados

Gonzalo Llosa y Shirley Miller.

DT N° 2005-003

Efectos del Salario Mínimo en el Mercado Laboral Peruano

Nikita R. Céspedes Reynaga

Enero \ January

DT N° 2005-002

Can Fluctuations in the Consumption-Wealth Ratio Help to Predict Exchange Rates?

Jorge Selaive y Vicente Tuesta

DT N° 2005-001

How does a Global disinflation drag inflation in small open economies?

Marco Vega y Diego Winkelreid