

América Latina y Asia del Este: una mirada al papel de los choques externos*

*Mariana Gutiérrez Bernal***

*Susana Yepes Bernal****

Fecha de recepción: 27/08/2010 -

Fecha de aceptación: 06/11/2010

* Especial agradecimiento a Jorge Andrés Tamayo Castaño y Alberto Jaramillo Jaramillo por la valiosa colaboración prestada durante la realización de este proyecto.

** mgutier6@eafit.edu.co

*** syepesbe@eafit.edu.co

Resumen

El presente estudio plantea una comparación entre el impacto que han tenido los choques externos en la región latinoamericana y en el este asiático, para el periodo comprendido entre 1995 y 2009. Con el fin de evaluar si dicho impacto ha sido diferente en cada región, se plantea la estimación por medio de un modelo VEC y un Panel VEC, que permiten concluir que los choques externos han afectado a América Latina, como era de esperarse, pero en igual medida han afectado a Asia del Este. Dicho resultado plantea una alteración de la hipótesis inicial, que suponía que las economías de Asia del Este eran menos vulnerables ante choques externos que los países pertenecientes a la región latinoamericana. La bondad del presente estudio radica entonces en el hallazgo de que los choques impactan a las dos regiones de manera significativa, surgiendo así un nuevo interrogante a la literatura: ¿ Por qué Asia del Este continuó creciendo más que América Latina pese a que los choques externos también la afectan?

Palabras clave

América Latina, Asia del Este, choques externos, crecimiento económico, vulnerabilidad.

Abstract

This paper presents a comparison between the impact that external shocks had in Latin America and East Asia from 1995 to 2009. To assess whether this impact has been different in each region, a VEC model and a Panel VEC are estimated. Results show that external shocks have affected Latin America, as was expected, but it also shows that East Asia has been affected too. This finding raises an alteration of the initial hypothesis, which meant that the East Asian economies were less vulnerable to external shocks that countries belonging to the Latin American region. Hence, the benefit of this study is the finding that external shocks have affected both regions significantly, giving rise to a new question: Why East Asia continued growing more than Latin America, despite the external shocks also affect it?

Key words

America, East Asia, external shocks, economic growth, vulnerability.

Clasificación JEL: C13, C22, N10, N15, N16.

1. Introducción

En la mayoría de países en desarrollo existen grandes problemas relacionados con el crecimiento económico. Aspectos como el nivel de educación, estabilidad de las instituciones, choques externos, factores políticos, entre muchos otros, son críticos a la hora de abordar este tipo de problemas.

América Latina a través de la historia ha sido una región vulnerable ante choques externos, lo cual ha originado que estos países atravesasen una senda de crecimiento con múltiples fluctuaciones. Teniendo en cuenta que los países del Este Asiático presentaban condiciones similares a las de América Latina, llama la atención la notable diferencia con los países latinoamericanos, ya que los primeros han presentado en las últimas décadas un crecimiento continuo y considerablemente mayor. Los países del presente estudio fueron escogidos teniendo en cuenta que son los más representativos de las dos regiones mencionadas, que si bien en los años 70 eran similares teniendo en cuenta las principales variables macroeconómicas, en los últimos años esta tendencia ha cambiado y los países pertenecientes al Este Asiático presentan una mayor dinámica económica.

Es claro que un correcto y continuo crecimiento económico es fundamental a la hora de abordar problemas como pobreza, desarrollo y competitividad en el entorno de un mundo globalizado. Aunque en América Latina haya claridad al respecto, serios problemas son afrontados por la región. De forma paralela al argumento anterior, surge la pregunta de por qué los países de Asia del Este lograron subsanar aquellos problemas. Múltiples han sido las discusiones y estudios al respecto; entre ellos, Nelson y Pack (1997) atribuyen dicho crecimiento principalmente al progreso tecnológico, mientras que Bloom y Williamson (1997) lo explican por medio de la transición demográfica.

Países como algunos latinoamericanos y otros de Asia del Este que eran comparables en cuanto a productividad y niveles de ingreso en la década de los 60, hoy ya no lo son. Los pertenecientes a la segunda región mencionada, migraron desde la pobreza y el atraso tecnológico y económico hacia la prosperidad económica y la modernidad tecnológica, mientras que en América Latina esto no ha sido posible por problemas como el bajo avance tecnológico, el deficiente nivel de escolaridad y el atraso en la provisión de infraestructura. De este modo, es como surge el interrogante y la necesidad de encontrar respuesta a la cuestión que aquí compete: ¿Qué papel jugaron los choques externos de ambas regiones?, dado que la evidencia muestra que ha tenido consecuencias diferentes en los países de las dos regiones aquí analizadas.

En el periodo de análisis, se encuentran una serie de acontecimientos que afectan de manera global a las economías; entre los más relevantes se encuentran: la crisis del tequila en 1995, la crisis asiática en 1997, la crisis rusa en 1998, la crisis latinoamericana de 1999 y la crisis financiera de 2008, las cuales trajeron un colapso de los flujos de capital a la región con serias consecuencias económicas. Es también de particular importancia la emergencia de Asia y principalmente de China como jugador global, lo cual ha cambiado dramáticamente el paisaje económico, tal y como lo afirman Izquierdo et al. (2008).

El presente estudio expande, con algunas modificaciones, el trabajo realizado por Izquierdo et al. (2008). Se pretende, además de evaluar el impacto de los choques externos en las economías latinoamericanas, observar el papel que juegan éstos en las economías de Asia del Este en el periodo comprendido entre 1995Q1 y 2009Q3. Adicionalmente, luego de evaluar si el comportamiento de estas dos economías es diferente o no, se plantea una discusión acerca de la importancia de los choques externos en ambas regiones.

La intuición inicial suponía que los choques externos en América Latina y en Asia del Este jugaban papeles diferentes. En contraste, la bondad del presente estudio radica en el hallazgo de que los choques impactan a las dos regiones de manera significativa, surgiendo así un nuevo interrogante a la literatura: ¿Por qué Asia del Este continuó creciendo a diferencia de América Latina pese a que los choques externos también la afectan? Lo anterior se deduce luego de la realización de un modelo VEC para ambas regiones y la corroboración de los resultados de éste por medio de un Panel VECM para las mismas.

El planteamiento del modelo permite analizar un fenómeno particular que se presenta desde los años 90. Tal y como lo afirman Reinhart et al. (1993), llama la atención que pese a que los países emergentes acogían políticas macroeconómicas diferentes, los flujos de capital llegaban indistintamente a toda la región ante eventos como caídas en las tasas de interés de EE.UU, sugiriendo así que la renovación de dichos flujos de capital no se explicaba únicamente por las reformas domésticas sino también por factores externos.

Para dicho fin, el artículo está dividido en 3 secciones y un apéndice, así: la primera sección corresponde a la presente introducción; en la siguiente, se presenta el modelo econométrico en el que se describen aspectos metodológicos, la estimación del modelo

y los resultados obtenidos; en la tercera y última sección se concluye acerca de los resultados obtenidos en el presente estudio; en el Apéndice se encuentran las tablas y figuras correspondientes a los resultados del modelo.

2. El modelo

2.1 Aspectos Metodológicos

Con el fin de determinar si los choques externos inciden de manera disímil en América Latina y Asia del Este se emplea un Modelo de vectores de corrección del error (VEC), siguiendo el trabajo realizado por Izquierdo et al. (2008).

Los choques de origen externo pueden ser comerciales, financieros o de otra naturaleza. En el presente trabajo se tienen en cuenta tanto choques comerciales, entre los que se encuentran los términos de intercambio y el índice de producción industrial del G7 y financieros entre los que se encuentran el riesgo y el rendimiento de los bonos de Estados Unidos a 10 años.

Para el análisis en cada región se construye un país representativo. Para el caso latinoamericano se tuvo en cuenta a Argentina, Brasil, Chile, Colombia, México y Perú; en el caso del este asiático se tuvo en cuenta a Corea del sur, Filipinas, Hong Kong, Singapur, Taiwan y Tailandia.

Para cada región se estima un modelo de corrección de error. La relación que se planteó para evaluar la respuesta del PIB de cada una de las regiones a variables externas es:

- **Modelo 1:** VEC para América Latina

Estimación 1:

$$\Delta y_t = c + \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$y_t = (pib_lat_t, pi_G7, termint_lat_t, riesgo_lat_t),$$

Estimación 2:

$$\Delta y_t = c + \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$y_t = (pib_lat_t, pi_G7, termint_lat_t, riesgo_lat_t, bonos_EU_t),$$

Donde,

- *Pib_lat* representa el logaritmo del promedio ponderado de los índices del PIB real de cada uno de los seis países latinoamericanos. El PIB real en niveles es obtenido de la base de datos International Financial Statistics del Fondo Monetario Internacional. FMI (2008).
- *Pi_G7* es el logaritmo del promedio ponderado del índice de producción industrial de los países pertenecientes al G7. Es obtenido de la base de datos International Financial Statistics del Fondo Monetario Internacional. FMI (2008).
- *Termint_lat* es el logaritmo del promedio simple de los términos de intercambio de los países latinoamericanos. FMI (2008).
- *Bonos_EU* corresponde al logaritmo del rendimiento de los bonos estadounidenses a 10 años. Esta variable es obtenida de la base de datos International Financial Statistics del Fondo Monetario Internacional. FMI (2008).
- *Riesgo_lat* es logaritmo de uno más el spread entre las tasas de interés de los países latinoamericanos y el rendimiento de los bonos estadounidenses. Las variables usadas para la construcción de la variable de riesgo fueron obtenidas en la base de datos International Financial Statistics del Fondo Monetario Internacional. FMI (2008).

• **Modelo 2:** VEC para Asia del Este

Estimación 1:

$$\Delta y_t = c + \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$y_t = (pib_asia_t, pi_G7_t, termint_asia_t, riesgo_asia_t),$$

Estimación 2:

$$\Delta y_t = c + \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$y_t = (pib_asia_t, pi_G7_t, termint_asia_t, riesgo_asia_t, Bonos_EU_t),$$

Donde,

- *Pib_asia* representa el logaritmo del promedio ponderado de los índices del PIB real de cada una de los seis países del este asiático. El PIB real en niveles es obtenido de la base de datos International Financial Statistics del Fondo Monetario Internacional. FMI (2008).
- *Pi_G7* es el logaritmo del promedio ponderado del índice de producción industrial de los países pertenecientes al G7. Es obtenido de la base de datos International Financial Statistics del Fondo Monetario Internacional. FMI (2008)

- *Termint_asia* es el logaritmo del promedio simple de los términos de intercambio de los países del este asiático. FMI (2008).
- *Bonos_EU* corresponde al logaritmo del rendimiento de los bonos del Tesoro norteamericano. Esta variable es obtenida de la base de datos International Financial Statistics del Fondo Monetario Internacional. FMI (2008).
- *Riesgo* es el logaritmo de uno más el spread entre las tasas de interés de los países del este asiático y el rendimiento de los bonos estadounidenses. Las variables usadas para la construcción de la variable de riesgo fueron obtenidas en la base de datos International Financial Statistics del Fondo Monetario Internacional. FMI (2008).

En las especificaciones anteriores, la matriz α contiene los coeficientes ajustados de corrección de error, la matriz $\beta'y_{t-1}$ contiene los términos de corrección de error, las matrices Γ_j contienen los coeficientes de las dinámicas de corto plazo y ε_t es un vector de choques de la forma reducida.

En la estimación de ambos modelos se imponen restricciones en los parámetros tanto en la matriz que contiene los coeficientes ajustados de corrección del error, como en la que contiene los coeficientes de las dinámicas de corto plazo, ya que los cambios rezagados en el PIB de Latinoamérica no pueden afectar a las variables externas, aunque los cambios rezagados del PIB puedan afectar los cambios actuales del PIB; adicionalmente, los términos de corrección de error solamente afectan al PIB. Esto se realiza siguiendo a Izquierdo et al. (2008).

Las restricciones son de la forma:

$$\alpha^* = \begin{pmatrix} \alpha 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$$

$$\Gamma^* = \begin{pmatrix} \Gamma_{j,1,1} & \Gamma_{j,1,2} & \Gamma_{j,1,3} & \Gamma_{j,1,4} & \Gamma_{j,1,5} \\ 0 & \Gamma_{j,2,2} & \Gamma_{j,2,3} & \Gamma_{j,2,4} & \Gamma_{j,2,5} \\ 0 & \Gamma_{j,3,2} & \Gamma_{j,3,3} & \Gamma_{j,3,4} & \Gamma_{j,3,5} \\ 0 & \Gamma_{j,4,2} & \Gamma_{j,4,3} & \Gamma_{j,4,4} & \Gamma_{j,4,5} \\ 0 & \Gamma_{j,5,2} & \Gamma_{j,5,3} & \Gamma_{j,5,4} & \Gamma_{j,5,5} \end{pmatrix}$$

Teniendo en cuenta esto, el modelo resultante es:

$$\Delta y_t = c + \alpha * \beta' y_{t-1} + \Gamma * \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma^{*p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

• **Modelo 3:** Panel VECM

Posteriormente se realiza la estimación de un panel VECM, el cual tiene la siguiente especificación:

$$\Delta y_{it} = v + \Pi y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{p_i-1} \Gamma_{ik} \Delta y_{i,t-k} + u_{it}$$

donde, si se asume que Π_i tiene rango $r_i = 1, 2, \dots, m - 1$, entonces,

$$\Pi_i = \alpha_i \beta_i'$$

donde, α_i y β_i son matrices de $(m \times r_i)$ rango columna completo. Para la estimación de este modelo, Pesaran et al. (1999) realizan los siguientes supuestos:

1. $u_{i,t}$ es idénticamente distribuida a través de i y de t , con media cero y varianza $V(u_{it}) = \Omega_i$ donde Ω_i es una matriz semidefinida positiva.
2. El modelo en la forma $PVAR(p_i)$ es estable.
3. Los coeficientes de largo plazo β_i' son los mismos a través de los grupos, esto es, $\beta_i' = \beta$.

Aunque parece poco probable que se cumpla la independencia entre los países empleados en este estudio, esta dependencia entre las unidades puede modelarse de tal forma que se pueda aceptar el supuesto de homogeneidad (supuesto 1)¹.

El método de máxima verosimilitud propuesto por Pesaran et al. (1999), “Pooled Mean Group” (PMG), ha sido un método empleado en la literatura debido a su “sencillez” computacional, comparado con otros métodos. Este método utiliza los promedios de las estimaciones de cada grupo para obtener parámetros promedios para todos los grupos, tanto de los coeficientes en el término de corrección de error como en algunos parámetros de corto plazo. Luego, la función de verosimilitud del sistema va a estar dada por,

$$\ln(L_{PMG}(\alpha_j, \beta, \Omega_j)) = \sum_{j=1}^N \ln(L_j(\alpha_j, \beta, \Omega_j)) \quad (6)$$

1 Ver Pesaran et al. (1999). Una revisión muy completa de los métodos de desarrollados recientemente para la estimación del PVECM ($p_i - 1$) se encuentra en Breitung y Pesaran (2008).

Pesaran et al. (1999) sugieren que el algoritmo *Gauss-Newton* para maximizar la ecuación (6)². Para calcular los estimadores por *PMG*, se obtiene inicialmente los β de las estimaciones por “*Mean Group*”, y se implementa un proceso recursivo en una región de confianza para obtener los estimadores de largo plazo finales³.

2.2 Estimación del modelo

Antes de proceder con la estimación de la ecuación (3), se realizaron las gráficas de cada una de las variables involucradas con el fin de conocer sus características estadísticas, mostrando todas, una clara tendencia en el tiempo. Posteriormente, se realizó el test de raíces unitarias, tanto por el método Dickey Fuller Aumentado, Dickey y Fuller (1979), como por el método Kwiatkowski et al. (1992). En esta prueba, se emplea el criterio de selección automática de rezagos a la Newey y West (1994), propuesto por Hobijn et al. (2004). Lo encontrado en la prueba muestra que todas las variables son no estacionarias, lo cual permite aplicar un modelo VEC al momento de estimar.

Dado que los datos aquí usados son trimestrales, y que los criterios de selección de rezagos mostraron un número óptimo que oscila entre uno y dos, se realizó la estimación de América Latina con dos rezagos y para Asia del Este se usó un rezago.

Posteriormente se realizó la prueba de cointegración propuesta por Saikkonen y Lutkepohl (2000a,b,c,d) ya que se pretendía demostrar que hay por lo menos una relación de equilibrio estable de largo plazo entre las variables seleccionadas. Esto se realizó tanto para el caso del conjunto de variables que hacen parte de la ecuación (3) así como para el mismo grupo de variables excluyendo de allí la variable *Bonos_EU*. En ambos casos, el resultado tanto para América Latina como para Asia del Este corresponde a un vector de cointegración.

Una vez obtenidas las pruebas anteriores, se estimó inicialmente la ecuación (3) sin incluir la variable *Bonos_EU* (en adelante estimación 1) y posteriormente se estimó la ecuación (3), la cual incluye *Bonos_EU* (en adelante estimación 2), para recoger el efecto de ésta en la variable *Riesgo*, con el fin de permitir el análisis del impacto de cada variable en el PIB de la región respectiva. Lo anterior, por medio de un modelo VEC en 2 etapas. Los resultados correspondientes se encuentran en las tablas 1, 2, 3 y 4 del Apéndice.

2 Ver Pesaran et al. (1999) y Breitung y Pesaran (2008).

3 Ver Pesaran and Smith (1996) para la estimación “*Mean Group*” en una especificación *PVECM* ($p_i - 1$).

Se evaluaron las funciones impulso respuesta para analizar el desempeño del modelo propuesto, determinando el comportamiento del Producto Interno Bruto ante choques en las variables analizadas, a partir de las figuras 1 y 2, que se muestran en el Apéndice. Para esto se usó como medida de intervalo de confianza el método de percentiles de Efron y Hall al 5% de nivel de confianza⁴.

Estas funciones muestran el comportamiento de una variable endógena en el tiempo como respuesta a un cambio sorpresivo en una de las variables externas escogidas. A la hora de estimar las funciones impulso respuesta es importante ordenar las variables según su grado de endogeneidad, desde la más hasta la menos endógena del conjunto de variables. El orden escogido, coincide con el orden propuesto por Izquierdo et al. (2008) y corresponde a: Producto Interno Bruto de cada región, Índice de Producción Industrial del G7, Términos de Intercambio, Riesgo y el Rendimiento de los Bonos del Tesoro de Estados Unidos a 10 años.

Con el fin de validar las estimaciones anteriores, se estima un modelo Panel VECM, para evaluar la robustez estadística y aprovechar la información adicional de todos los países en la estimación⁵. Antes de iniciar la estimación, fue necesario realizar las pruebas de raíces unitarias para panel, teniendo en cuenta las cuatro series empleadas en este modelo, a decir, el PIB_{it} de cada país, el $Riesgo_{it}$, los $Terminos_{it}$ (de intercambio) y el PIG_t (Producción industrial de las primeras 7 economías desarrolladas). Se estima la prueba propuesta por Im et al. (2003) la cual acepta una estructura heterogénea en la especificación: Considérese un proceso AR(1) escrito de la forma de regresión tipo Dickey-Fuller (1979) en desviaciones con respecto a su media:

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

Dado lo anterior, la hipótesis nula va estar dada por,

$$H_0 : \phi_1 < 0, \dots, \phi_n < 0, n \leq N$$

la cual asume que n de las N unidades del panel son estacionarias. Luego, en su conjunto la prueba asume que las series son no estacionarias bajo la hipótesis nula⁶.

Las pruebas se realizan con 2, 3, 4 y 5 rezagos, empleando constante y constante y tendencia en la especificación. En todos los casos se acepta la hipótesis nula de no estacionariedad.

4 Ver Efron y Tibshiran (1993), Hall (1992).

5 Si se desean ver otras bondades de estos modelos, ver Breitung and Pesaran (2008).

6 Ver Im et al.(2003) para una discusión más amplia.

Posteriormente se realizó la prueba de cointegración propuesta por Westerlund (2007) para panel con raíz unitaria en sus variables⁷. Estas pruebas están diseñadas para probar la hipótesis de no cointegración, probando si el término de error de corrección, en un modelo condicionado, es igual a cero. Luego si la hipótesis nula de “nulidad en el termino de corrección del error” se rechaza, la hipótesis nula de no cointegración se rechaza⁸. Este test tiene la bondad de que para cada uno es posible introducir una estructura de corto plazo: incluyendo correlación serial en el término de error y regresores no estrictamente exógenos, intercepto y tendencia para cada i , así como parámetros individuales para la tendencia.

Con esta prueba se encontró que para Latinoamérica no hay relaciones de cointegración, mientras que para Asia y el conjunto de todos los países sí se encuentran relaciones de cointegración, que dado el tipo de la prueba se asume que $r = 1$.

2.3 Resultados del modelo

La ecuación (3) fue estimada para ambas regiones; en el caso de América Latina para un período comprendido entre 1996 Q1 y 2008 Q2 y en el de Asia del Este para el período comprendido entre 1995 Q3 y 2008 Q2, teniendo en cuenta el número de rezagos escogido en cada caso.

Los resultados de la estimación 1 del VEC tanto para América Latina como para Asia del Este muestran los signos esperados y todas las variables analizadas son significativas en el largo plazo.

El índice de producción industrial de los países pertenecientes al G7 tiene un impacto positivo en el largo plazo en el PIB de los países de ambas regiones, como era de esperarse, ya que al éste mejorar genera eslabonamientos hacia atrás y hacia adelante, jalonando así el crecimiento de los países aquí analizados. En la función de impulso respuesta mostrada en las Figuras 1 y 2, se aprecia el efecto favorable en el corto plazo del índice de producción industrial de los países pertenecientes al G7 sobre el PIB de las regiones, ya que esto indica un aumento en la demanda por los bienes de exportación de estas regiones y con ello un efecto positivo sobre el PIB de las mismas.

7 Se implementó el código de Stata de esta prueba proporcionado por Persyn y Westerlund (2008) y Westerlund (2007).

8 Estas pruebas solo aceptan en su especificación una relación de cointegración. Ver Westerlund (2007) y Pesaran y Breitung (2008) para una discusión mas amplia.

Con respecto a los términos de intercambio, un aumento en éstos conlleva a una mejora relativa en el crecimiento del país en el largo plazo, debido a que la mejora en el ingreso real de la economía aumenta la demanda interna, incentivando así la actividad económica de cada una de las regiones implicadas. En el corto plazo como se muestra en la función de impulso respuesta de cada una de las regiones, ver figuras 1 y 2, en el momento en que acaece el choque impacta en el muy corto plazo de manera positiva, pero posteriormente, se tiene un efecto negativo que puede estar asociado a una apreciación de la moneda local, como producto de un aumento en el ahorro de divisas, afectando a los sectores exportadores no beneficiados e impactando negativamente al PIB de cada una de las regiones. Como lo muestra la evidencia, los efectos negativos que tiene en el corto plazo una mejoría en los términos de intercambio son compensados con los efectos positivos que esto trae, resultando en el largo plazo en una mejoría en la actividad económica.

En cuanto al Riesgo, es importante tener en cuenta que un aumento en éste puede ser analizado por dos vías: 1) un aumento de las tasas de interés de los países emergentes ó 2) una disminución en el rendimiento de los bonos de Estados Unidos. Dado que no se tiene certeza acerca de cuál de las dos situaciones es la que ocurre, se estimó un segundo modelo VEC, en el que se incluyó la variable Bonos_EU, para recoger el efecto que ésta tiene sobre la medida de riesgo y haciendo posible analizar el impacto del Riesgo por la primera vía.

Al incluir la variable mencionada, el Riesgo en América Latina no resulta ser significativo en el largo plazo. Por el contrario en el corto plazo, un choque en el riesgo genera una disminución en el PIB. Lo anterior, analizado por la primera vía, indica que ante un alza en las tasas de interés latinoamericanas aumenta la percepción de riesgo de la región, haciendo disminuir la entrada de flujos de capital hacia la región, llevando a una disminución en el PIB, tal y como se muestra en la figura 1.

En la estimación 2 para el Este Asiático, la variable resulta ser significativa tanto en el corto como en el largo plazo. Ante aumentos en la tasa de interés de los mercados asiáticos, la percepción de riesgo se hace mayor y se genera una salida de flujos de capital, desacelerando así la economía en cuestión. Ver figura 2.

El resultado de la estimación 2 evidencia que ante un aumento en el rendimiento de los bonos de Estados Unidos en el largo plazo, el PIB de las regiones en análisis se deteriora, ya que se genera una fuga de capitales de la región hacia Estados Unidos, en busca de una mayor rentabilidad en el exterior afectando la cuenta de capitales de la balanza de pagos y por ende el PIB.

Los resultados obtenidos para el panel VECM, se muestran en las tablas 5-8.

En la estimación conjunta de las dos regiones, se puede observar que tanto el riesgo como los términos de intercambio tienen los signos esperados y son significativos para el modelo. Esto coincide con los resultados encontrados en la estimación del VEC, en donde el riesgo tiene un impacto negativo en el Producto Interno Bruto de ambas regiones en el corto plazo, y los términos de intercambio impactan positivamente al PIB de las regiones en el largo plazo.

Posteriormente, se incluyó en nuestro modelo la producción industrial del G7, y se encontró que la variable riesgo y los términos de intercambio resultan con los signos esperados, pero no resultan significativas. Este efecto se atribuye a que esta variable captura más información de la necesaria, subestimando los efectos de las demás, ya que es una variable que determina en gran medida el PIB mundial.

Para Asia del Este, los resultados son similares a los obtenidos en la estimación del modelo VEC. Un aumento en el riesgo impacta negativamente al PIB asiático, y un aumento en los términos de intercambio propicia un mejoramiento del PIB.

Un fenómeno similar al de la estimación de ambas regiones unidas ocurre con Asia del Este, en donde al incluir la PI_G7, la variable riesgo deja de ser significativa. Esto muestra la gran importancia de la producción industrial de las 7 economías más desarrolladas en la economía de Asia del Este. Estos resultados se muestran en las tablas 7 y 8 del Apéndice.

Debido a la falta de cointegración de las variables de América Latina, la estimación del Panel VECM, no fue posible realizarla.

3. Conclusiones

Múltiples son los trabajos que se han realizado con el fin de dar explicación al crecimiento económico de ciertos países y el impacto de factores tanto internos como externos en las economías locales. El presente estudio por su parte, plantea una comparación entre el impacto que tienen dichos choques en la región latinoamericana y del Este Asiático, con el fin de evaluar si éste es diferente en cada región.

El presente trabajo extiende el realizado por Izquierdo et al. (2008) en cuanto comprende el análisis de América Latina al igual que el de Asia del Este. Para cumplir con el

objetivo que aquí compete, se analizan los efectos de los choques externos (Producción Industrial del G7, términos de intercambio, riesgo y bonos del Tesoro norteamericano) en la producción de cada región. Para cada región se encontró que los choques externos afectan a América Latina, como era de esperarse, pero de igual manera a Asia del Este, lo que supone una alteración de la hipótesis inicial, que suponía que las economías de Asia del Este eran menos vulnerables ante choques externos que los países pertenecientes a la región latinoamericana.

Pese a que se encontró que el riesgo afecta más a la región asiática que a la latinoamericana, la primera ha sabido sobrellevar mejor el impacto de éste con políticas internas, conservando tasas de crecimiento superiores y aprovechando los factores externos para su desarrollo.

Es importante resaltar que aunque los choques externos impactan de forma similar en ambas economías, la vulnerabilidad del crecimiento de las mismas, no se debe a los choques en sí mismos, sino en cómo sean éstos manejados. Asia del Este ha sabido sobrellevar el impacto de los choques externos, de modo que éstos no impiden su alto crecimiento. Surge entonces la pregunta: ¿Qué hacen internamente estos países para lograrlo?

Este trabajo representa una importante contribución a la literatura económica, ya que sus resultados son novedosos en cuanto al hallazgo de que ninguna de las regiones analizadas está exenta de ser afectada por lo que sucede a nivel global, pero a pesar de esto, Asia del Este conserva tasas de crecimiento superiores a las de América Latina. Surgen con este estudio nuevos interrogantes y planteamientos, como se enunció anteriormente, para futuras investigaciones tales como determinar en dónde radica el desacierto de América Latina, que no le permite crecer como debería.

Referencias

- BLOOM, D. E. and WILLIAMSON, J. G. (1997). Demographic transitions and economic miracles in emerging asia. Working Paper. Cambridge, MA.
- BREITUNG, J. and PESARAN, M. H. (2008). Unit roots and cointegration in panels. *The Econometrics of Panel Data, Third Edition*, pages 279-322.
- DICKEY, D. and FULLER, W. (1979). Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366): 427-431.

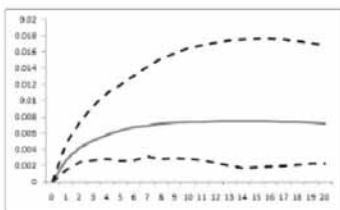
- EFRON, B. and TIBSHIRAN, R. (1993). An Introduction to the Bootstrap, volume 1. Chapman and Hall.
- FMI (2008). International _nancial statistics. CD-ROM.
- HALL, P. (1992). The Bootstrap and Edgeworth Expansion. Springer in statistics. New York, Springer-Verlag. New York.
- HOBIIJN, B., FRANCES, P. H., and Ooms, M. (2004). Generalizations of the kpss-test for stationarity. *Statistica Neerlandica*, 58(4):438-502.
- IM, K. S., PESARAN, H., and SHIN, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogenous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1):53-74.
- IZQUIERDO, A., ROMERO, R., and TALVI, E. (2008). Booms and busts in latin america: The role of external factors. Working Paper. Inter-American Development
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P., SCHMIDT, P., and SHIN, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, (54):159-178.
- NELSON, R. P. and PACK, H. (1997). The asian miracle and modern growth theory. Working Paper. University of Pennsylvania - Columbia University - School of International and Public Affairs.
- NEWHEY, W. K. and WEST, K. D. (1994). Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *Review of Economic Studies*, (61):631-653.
- PERSYN, D. and WESTERLUND, J. (2008). Error correction based cointegration tests for panel data. *Stata Journal*, 8(2):232-241.
- PESARAN, H. and SMITH, R. (1996). Dynamic linear models for heterogenous panels. *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications*, pages 145-195.
- PESARAN, H., SMITH, R., and Shin, Y. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(621).

- REINHART, C., CALVO, G., and LEIDERMAN, L. (1993). Capital flows and real exchange rate appreciation in latin america: The role of external factors. Working Paper. International Monetary Fund.
- SAIKKONEN, P. and LUTKEPOHL, H. (2000a). Asymptotic inference on nonlinear functions of the coefficients of infinite order cointegrated var processes. *Nonlinear Econometric Modeling in Time Series Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge, pages 165-201.
- SAIKKONEN, P. and LUTKEPOHL, H. (2000b). Testing for the cointegrating rank of a var process with an intercept, *econometric theory*. (16):373-406.
- SAIKKONEN, P. and LUTKEPOHL, H. (2000c). Testing for the cointegrating rank of a var process with structural shifts. *Journal of Business and Economic Statistics*, (18):451-464.
- SAIKKONEN, P. and Lutkepohl, H. (2000d). Trend adjustment prior to testing for the cointegrating rank of a vector autoregressive process. *Journal of Time Series Analysis*, (21):435-456.
- WESTERLUND, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6):709-748.

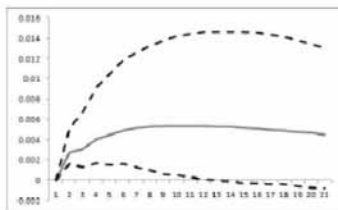
A. Apéndice

Figura 1

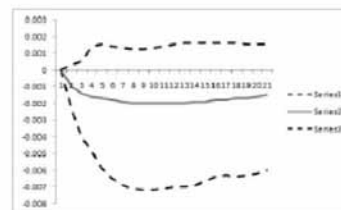
Funciones impulso respuesta. América Latina



Pi_G7 → PIB_Lat



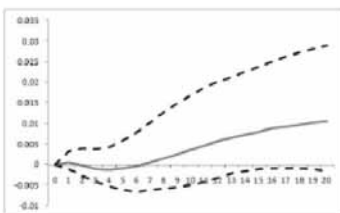
Termint → PIB_Lat



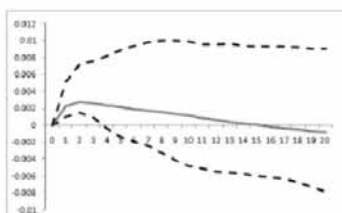
Riesgo → PIB_Lat

Figura 2

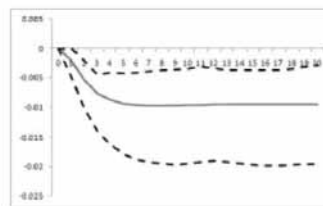
Funciones impulso respuesta. Asia del Este



Pi_G7 → PIB_Asia



Termint → PIB_Asia



Riesgo → PIB_Asia

Tabla 1
Estimación 1

Vector de Corrección del Error con
 Restricciones. América Latina

	ec1(t-1)
PIB LAT INDICE SA (t-1)	1.000
	(0.000)
	0.000
	[0.000]
PI G7(t-1)	-1.383
	(0.100)
	0.000
	[-13.810]
TERMINT LAT (t-1)	-0.751
	(0.179)
	0.000
	[-4.198]
RIESGO (t-1)	-0.511
	(0.188)
	0.007
	[-2.714]
CONST	1.598
	(0.457)
	0.000
	[3.495]

Tabla 2
Estimación 2

Vector de Corrección del Error con
 Restricciones. América Latina

	ec1(t-1)
PIB LAT INDICE SA (t-1)	1.000
	(0.000)
	0.000
	[0.000]
PI G7(t-1)	-1.428
	(0.101)
	0.000
	[-14.110]
TERMINT LAT (t-1)	-0.013
	(0.211)
	0.952
	[-0.060]
RIESGO (t-1)	-0.288
	(0.190)
	0.129
	[-1.519]
BONOS EU LOG (t-1)	0.146
	(0.040)
	0.000
	[3.678]
CONST	2.268
	(0.453)
	0.000
	[5.009]

Tabla 3

Estimación 1

Vector de Corrección del Error con
Restricciones. Asia del Este

	ec1(t-1)
PIB ASIA INDICE SA (t-1)	1.000
	(0.000)
	0.000
	[0.000]
PI G7(t-1)	-7.329
	-1.830
	0.000
	[-4.004]
TERMINT ASIA (t-1)	-5.883
	-1.541
	0.000
	[-3.817]
RIESGO (t-1)	22.907
	-4.003
	0.000
	[5.723]
CONST	28.871
	-8.381
	0.001
	[3.445]

Tabla 4

Estimación 2

Vector de Corrección del Error con
Restricciones. Asia del Este

	ec1(t-1)
PIB ASIA INDICE SA (t-1)	1.000
	(0.000)
	0.000
	[0.000]
PI G7(t-1)	-15.140
	-3.574
	0.000
	[-4.236]
TERMINT ASIA (t-1)	-15.377
	-3.197
	0.000
	[-4.809]
RIESGO (t-1)	47.439
	-7.790
	0.000
	[6.089]
BONOS EU (t-1)	0.463
	(0.675)
	0.493
	[0.686]
CONST	66.304
	-16.665
	0.000
	[3.979]

Tabla 5
Estimación Panel VEC para todos los países

	Coef.	Std.Err.	z	p (>) z	(95% Conf. Interval)	
riesgo	13,071760	6,280773	2,08	0,037	0,761669	25,381850
termino	-2,0498480	1,2429580	-1,65	0,099	-4,4860020	0,3863061
SR						
ec	-0,1669012	0,1125985	-1,48	0,138	-0,3875903	0,0537878
pib						
D2.	0,4285587	0,0582067	7,36	0,000	0,3144756	0,5426418
riesgo						
D1.	0,2716081	0,1621875	1,67	0,094	-0,0462735	0,5894897
D2.	-0,0463605	0,0547067	-0,85	0,397	-0,1535837	0,0608626
termino						
D1.	-0,1075154	0,1431902	-0,75	0,453	-0,3881629	0,1731322
D2.	0,1103810	0,0921925	1,20	0,231	-0,0703131	0,2910750
Cons	-0,0020239	0,0477901	-0,04	0,966	-0,0956908	0,0916429

Tabla 6
Estimación Panel VEC para todos los países incluyendo Pi G7

	Coef.	Std.Err.	z	p (>) z	(95% Conf. Interval)	
riesgo	3,005836	3,108097	0,97	0,333	-3,085922	9,097594
termino	-0,6725285	0,5675487	-1,18	0,236	-0,1784904	0,4398464
pibg7	-0,4027065	0,1959220	-2,06	0,040	-0,7867066	-0,0187064
SR						
ec	-0,1599574	0,1176390	-1,36	0,174	-0,3905256	0,0706108
pib						
D2.	0,4257271	0,0593381	7,17	0,000	0,3094267	0,5420276
riesgo						
D1.	0,3676298	0,1655371	2,22	0,026	0,0431831	0,6920766
D2.	-0,1108411	0,0691051	-1,60	0,109	-0,2462845	0,0246024
termino						
D1.	0,0326847	0,0734038	0,45	0,656	-0,1111842	0,1765536
D2.	0,0469656	0,0448648	1,05	0,295	-0,0409677	0,1348990
pi_g7						
D1.	-0,1194938	0,0476249	-2,51	0,012	-0,2128369	-0,0261507
D2.	0,0779427	0,0288198	2,70	0,007	0,0214569	0,1344285
Cons	-0,0203626	0,2286556	-0,09	0,929	-0,4685194	0,4277942

Tabla 7
Estimación Panel VEC para Asia del Este

	Coef.	Std.Err.	z	p (>) z	(95% Conf. Interval)		
	riesgo	26,131350	9,984097	2,62	0,009	6,562882	45,699820
	termino	-4,4595820	2,0586230	-2,17	0,030	-8,4944090	-0,4247563
SR	ec	0,0037186	0,0122544	0,30	0,762	-0,0202997	0,0277369
	pib						
	D2.	0,5133846	0,0095563	53,72	0,000	0,4946547	0,5321145
	riesgo						
	D1.	0,4412528	0,3192238	1,38	0,167	-0,1844144	1,0669200
	D2.	-0,0735046	0,1118479	-0,66	0,511	-0,2927223	0,1457132
	termino						
	D1.	-0,2343581	0,2834653	-0,83	0,408	-0,7899398	0,3212237
	D2.	0,2303463	0,1761881	1,31	0,191	-0,1149761	0,5756686
	Cons	-0,0198457	0,0688063	-0,29	0,773	-0,1547036	0,1150122

Tabla 8
Estimación Panel VEC para Asia del Este incluyendo Pi G7

	Coef.	Std.Err.	z	p (>) z	(95% Conf. Interval)		
	riesgo	6,316025	6,054163	1,04	0,297	-5,549917	18,181970
	termino	-1,7047540	0,9205428	-1,85	0,064	-3,5089850	0,0994764
	pi_g7	-0,7120066	0,1517852	-4,69	0,000	-1,0095000	-0,4145131
SR	ec	0,0050227	0,0522403	0,10	0,923	-0,0973663	0,1074118
	pib						
	D2.	0,5098951	0,0268382	19,00	0,000	0,4572932	0,5624970
	riesgo						
	D1.	0,6286976	0,3011741	2,09	0,037	0,0384071	1,2189880
	D2.	-0,1956889	0,1330114	-1,47	0,141	-0,4563865	0,0650087
	termino						
	D1.	0,0634567	0,1477712	0,43	0,668	-0,2261695	0,3530828
	D2.	0,0938716	0,0881338	1,07	0,287	-0,0788674	0,2666106
	pi_g7						
	D1.	-0,1695985	0,0695791	-2,44	0,015	-0,3059709	-0,0332260
	D2.	0,1183149	0,0415199	2,85	0,004	0,0369374	0,1996925
Cons	0,0030263	0,3116016	0,01	0,992	-0,6077017	0,6137542	