

Impacto de la variabilidad de los precios del petróleo en el crecimiento económico de Centroamérica: Un enfoque de modelos vectoriales de corrección de error

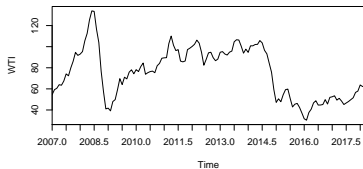
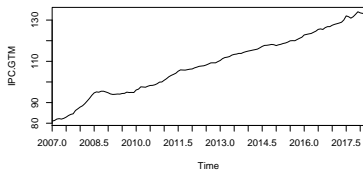
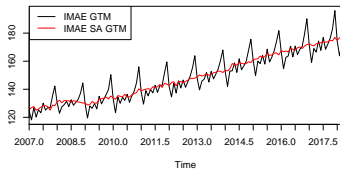
Mauricio Vargas Estrada

Contenido

- 1 Introducción
- 2 Cointegración
- 3 Test de Raíz Unitaria
- 4 Prueba de Cointegración
- 5 Metodo de Johansen
- 6 Prueba de exogeneidad débil
- 7 Causalidad de Granger para variables no estacionarias
- 8 Modelo de Corrección de equilibrio
- 9 Resultados
- 10 Conclusiones
- 11 Recomendaciones

Centroamérica¹ es una región netamente importadora de crudo de petróleo y petróleo refinado, haciéndolos vulnerables a choques en el precio de los mismos.

Dado el alza actual de los precios del petróleo, se plantea la interrogante ¿en qué magnitud la volatilidad de los precios del petróleo afecta al bienestar de la economía, siendo medido a partir de la producción?



La especificación del *Modelo Vectorial de Corrección de Error*² en forma transitoria es:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-1} + \mu + \Phi D_t + \epsilon_t \\ \Gamma_i &= -(\Pi_{i+1} + \dots + \Pi_p), \forall i = 1, \dots, p-1 \\ \Pi &= -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_p)\end{aligned}$$

² *VECM* por sus siglas en inglés

$$\begin{pmatrix} \Delta IMAE.S_t \\ \Delta IPC_t \\ \Delta WTI_t \end{pmatrix} = \sum_{p=1}^3 \begin{pmatrix} \gamma_{11}^{(p)} & \gamma_{12}^{(p)} & \gamma_{13}^{(p)} \\ \gamma_{21}^{(p)} & \gamma_{22}^{(p)} & \gamma_{23}^{(p)} \\ \gamma_{31}^{(p)} & \gamma_{32}^{(p)} & \gamma_{33}^{(p)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta IMAE.S_{t-p} \\ \Delta IPC_{t-p} \\ \Delta WTI_{t-p} \end{pmatrix} + \dots \\
 \dots + \begin{pmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \pi_{13} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \pi_{23} \\ \pi_{31} & \pi_{32} & \pi_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} IMAE.S_{t-1} \\ IPC_{t-1} \\ WTI_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{t11} \\ \epsilon_{t21} \\ \epsilon_{t31} \end{pmatrix}$$

$$\Delta IMAE.S_t = \alpha_{11} (\beta_{11} IMAE.S_{t-1} + \beta_{21} IPC_{t-1} + \beta_{31} WTI_{t-1} + \beta_{41}) + \dots$$

$$\dots + \sum_{p=1}^3 \gamma_{11}^p \Delta IMAE.S_{t-p} + \sum_{p=1}^3 \gamma_{12}^p \Delta IPC_{t-p} + \sum_{p=1}^3 \gamma_{13}^p \Delta WTI_{t-p} + \epsilon_{t11}$$

$$\Delta IPC_t = \alpha_{21} (\beta_{11} IMAE.S_{t-1} + \beta_{21} IPC_{t-1} + \beta_{31} WTI_{t-1} + \beta_{41}) + \dots$$

$$\dots + \sum_{p=1}^3 \gamma_{21}^p \Delta IMAE.S_{t-p} + \sum_{p=1}^3 \gamma_{22}^p \Delta IPC_{t-p} + \sum_{p=1}^3 \gamma_{23}^p \Delta WTI_{t-p} + \epsilon_{t21}$$

$$\Delta WTI_t = \alpha_{31} (\beta_{11} IMAE.S_{t-1} + \beta_{21} IPC_{t-1} + \beta_{31} WTI_{t-1} + \beta_{41}) + \dots$$

$$\dots + \sum_{p=1}^3 \gamma_{31}^p \Delta IMAE.S_{t-p} + \sum_{p=1}^3 \gamma_{32}^p \Delta IPC_{t-p} + \sum_{p=1}^3 \gamma_{33}^p \Delta WTI_{t-p} + \epsilon_{t31}$$

Contenido

- 1 Introducción
- 2 Cointegración**
- 3 Test de Raíz Unitaria
- 4 Prueba de Cointegración
- 5 Metodo de Johansen
- 6 Prueba de exogeneidad débil
- 7 Causalidad de Granger para variables no estacionarias
- 8 Modelo de Corrección de equilibrio
- 9 Resultados
- 10 Conclusiones
- 11 Recomendaciones

Definición

Un vector de variables y_t de dimensión $(n \times 1)$ es cointegrado si al menos un vector no cero β_i existe, tal que $\beta_i' y_t$ es estacionaria en tendencia. El vector β_i es llamado *vector de cointegración*. Si r vectores linealmente independientes β_i ($i = 1, \dots, r$) existen, decimos que $\{y_t\}$ tiene rango de cointegración r . Definimos una matriz $(n \times r)$ de vectores de cointegración $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_r)$. Los r elementos del vector $\beta' y_t$ son estacionarios en tendencia y β es llamado matriz de cointegración.

La cointegración se refiere a una relación *lineal* de largo plazo. En la metodología de Engle-Granger, se requería que todas las variables fueran del mismo orden de integración ³ fuera el mismo, si embargo, en la metodología de Johansen no es necesario cumplir esta condición.

³Cantidad de diferencias necesarias para que la serie sea estacionaria en covarianza.

Equilibrio

En econometría, el uso del término hace referencia a cualquier relación de largo plazo sobre variables no estacionarias. La cointegración no requiere que la relación de largo plazo sea generada por fuerzas del mercado o reglas de comportamiento. En términos de Engle y Granger, la relación de equilibrio puede ser causal, de comportamiento o simplemente una relación reducida entre variables con tendencia similares (*Enders, 2014*).

Contenido

- 1 Introducción
- 2 Cointegración
- 3 Test de Raíz Unitaria**
- 4 Prueba de Cointegración
- 5 Metodo de Johansen
- 6 Prueba de exogeneidad débil
- 7 Causalidad de Granger para variables no estacionarias
- 8 Modelo de Corrección de equilibrio
- 9 Resultados
- 10 Conclusiones
- 11 Recomendaciones

Dado que es necesario investigar el orden de integración de las variables, se implementa la prueba de Dickey y Fuller aumentada, que consiste en probar que un proceso autoregresivo es estacionario.

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (3)$$

La diferencia entre las tres regresiones consiste en la presencia de la deriva a_0 y la tendencia lineal con respecto al tiempo $a_2 t$. Si el parámetro $\gamma = 0$, entonces se dice que la sucesión $\{y_t\}_{i=1}^T$ contiene una raíz unitaria. La prueba que incluye regresiones con los cambios rezagados es llamada *Dickey-Fuller aumentado*⁴, siendo el parámetro γ es de interés para la prueba.

⁴Se usan los valores críticos de MacKinnon

Contenido

- 1 Introducción
- 2 Cointegración
- 3 Test de Raíz Unitaria
- 4 Prueba de Cointegración**
- 5 Metodo de Johansen
- 6 Prueba de exogeneidad débil
- 7 Causalidad de Granger para variables no estacionarias
- 8 Modelo de Corrección de equilibrio
- 9 Resultados
- 10 Conclusiones
- 11 Recomendaciones

Se considera el modelo vectorial autorregresivos de orden p :

$$y_t = \Pi_1 y_{t-1} + \cdots + \Pi_p y_{t-p} + \mu + \Phi D_t + \epsilon_t, \forall t = 1, \dots, T \quad (4)$$

Donde y_t es un vector ($K \times 1$) de series en el periodo t , $\Phi_i, i = 1, \dots, p$ son matrices ($K \times K$) de coeficientes de las variables endógenas rezagadas, μ es un vector ($K \times 1$) de constantes, y D_t es un vector de variables no estocásticas. El término de error ϵ_t se asume que es ruido blanco vectorial.

La especificación del *Modelo Vectorial del Corrección de Error*⁵ en forma transitoria es:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \Pi y_{t-1} + \mu + \Phi D_t + \epsilon_t \\ \Gamma_i &= -(\Pi_{i+1} + \cdots + \Pi_p), \forall i = 1, \dots, p-1 \\ \Pi &= -(I - \Pi_1 - \cdots - \Pi_p) \end{aligned}$$

Las matrices Γ_i miden el efecto transitorio en las variaciones de los rezagos de y_t . Si $rg(\Pi) = K$, todas las desviaciones de y_t respecto a la tendencia determinista, son estacionarias. Si $rg(\Pi) = 0$, no existe combinación lineal que

haga al término Πy_t fuera la solución trivial. Esto corresponde a un modelo *VAR* estimado en primeras diferencias.

Si $0 < rg(\Pi) = r < K$, la matriz Π no es de rango completo, por lo que dos matrices de dimensión $K \times r$, α y β , existan tal que $\alpha\beta' = \Pi$. Las r columnas linealmente independientes de la matriz β son los vectores de cointegración, por lo que cada columna representa una relación de largo plazo entre las series individuales de y_t . Los elementos de α son las velocidades de ajuste de las relaciones de largo plazo.

Contenido

- 1 Introducción
- 2 Cointegración
- 3 Test de Raíz Unitaria
- 4 Prueba de Cointegración
- 5 Metodo de Johansen**
- 6 Prueba de exogeneidad débil
- 7 Causalidad de Granger para variables no estacionarias
- 8 Modelo de Corrección de equilibrio
- 9 Resultados
- 10 Conclusiones
- 11 Recomendaciones

Considere el modelo vectorial

$$\Delta y_t = \Pi^* y_{t-1}^* + \sum_1^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (5)$$

En dónde $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Kt})'$, $y_t^* = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Kt}, 1)'$, $\epsilon_t = (\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \dots, \epsilon_{Kt})'$ y Π^* es una matriz de $K+1 \times K+1$ que contiene los coeficientes correspondientes al término de corrección de error y una constante.

La prueba consiste en determinar el número de raíces características de la matriz Π^* que sean significativamente diferentes de cero. Para dicha prueba se emplean los siguientes estadísticos:

$$\lambda_{traza}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 + \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (7)$$

En dónde:

- $\hat{\lambda}_i$ es el valor estimado de la raíz característica obtenida a partir de la estimación de Π^* .
- T es el número de observaciones.

Si definimos el conjunto $\Lambda = \{\lambda_i : \lambda_i \neq \lambda_j, \forall i, j = 1, 2, \dots, n, i \neq j\}$ como el conjunto de las raíces características diferentes de π^* tal que $\Lambda \downarrow$, las hipótesis correspondientes a los estadísticos 6 y 7 son, respectivamente:

$$\begin{array}{ll}
 H_0 : |\Lambda| \leq r & \text{vs.} \quad H_a : |\Lambda| > r \\
 H_0 : |\Lambda| = r & \text{vs.} \quad H_a : |\Lambda| = r + 1
 \end{array}$$

Contenido

- 1 Introducción
- 2 Cointegración
- 3 Test de Raíz Unitaria
- 4 Prueba de Cointegración
- 5 Metodo de Johansen
- 6 Prueba de exogeneidad débil**
- 7 Causalidad de Granger para variables no estacionarias
- 8 Modelo de Corrección de equilibrio
- 9 Resultados
- 10 Conclusiones
- 11 Recomendaciones

Se desea probar si alguna restricción en α se mantiene, es decir, si alguna variable no se ajusta respecto a los desequilibrios de largo plazo. La hipótesis de esta prueba es:

$$H_0 : \alpha = A\Psi \text{ vs. } H_a : \alpha \neq A\Psi$$

Las restricciones de la matriz α están contenidas en la matriz A de dimensión $(K \times m)$ siendo m la cantidad de variables no restringidas. Esta prueba se puede realizar como un problema de valores propios. Para probar la hipótesis, dado el rango de de la matriz Π^* del modelo 5, se propone el estadístico:

$$T \sum_{i=1}^r \frac{1 - \tilde{\lambda}_i}{1 - \hat{\lambda}_i} \quad (8)$$

Que se distribuye asintóticamente como χ^2 con $r(K - m)$ grados de libertad. Los valores propios $\tilde{\lambda}_i$ corresponden a los valores propios de la solución de máxima verosimilitud para β bajo la hipótesis nula.

$$\Delta IMAE.S_t = \alpha_{11} (\beta_{11} IMAE.S_{t-1} + \beta_{21} IPC_{t-1} + \beta_{31} WTI_{t-1} + \beta_{41}) + \dots$$

$$\dots + \sum_{p=1}^3 \gamma_{11}^p \Delta IMAE.S_{t-p} + \sum_{p=1}^3 \gamma_{12}^p \Delta IPC_{t-p} + \sum_{p=1}^3 \gamma_{13}^p \Delta WTI_{t-p} + \epsilon_{t11}$$

$$\Delta IPC_t = \alpha_{21} (\beta_{11} IMAE.S_{t-1} + \beta_{21} IPC_{t-1} + \beta_{31} WTI_{t-1} + \beta_{41}) + \dots$$

$$\dots + \sum_{p=1}^3 \gamma_{21}^p \Delta IMAE.S_{t-p} + \sum_{p=1}^3 \gamma_{22}^p \Delta IPC_{t-p} + \sum_{p=1}^3 \gamma_{23}^p \Delta WTI_{t-p} + \epsilon_{t21}$$

$$\Delta WTI_t = \alpha_{31} (\beta_{11} IMAE.S_{t-1} + \beta_{21} IPC_{t-1} + \beta_{31} WTI_{t-1} + \beta_{41}) + \dots$$

$$\dots + \sum_{p=1}^3 \gamma_{31}^p \Delta IMAE.S_{t-p} + \sum_{p=1}^3 \gamma_{32}^p \Delta IPC_{t-p} + \sum_{p=1}^3 \gamma_{33}^p \Delta WTI_{t-p} + \epsilon_{t31}$$

Contenido

- 1 Introducción
- 2 Cointegración
- 3 Test de Raíz Unitaria
- 4 Prueba de Cointegración
- 5 Metodo de Johansen
- 6 Prueba de exogeneidad débil
- 7 Causalidad de Granger para variables no estacionarias**
- 8 Modelo de Corrección de equilibrio
- 9 Resultados
- 10 Conclusiones
- 11 Recomendaciones

En un modelo *VECM*, la matriz α determina la velocidad de ajuste de las variables respecto a desviaciones de la tendencia de largo plazo. Dada esta relación, no es posible realizar la prueba de causalidad de Granger para variables estacionarias, metodología usual en el modelo *VAR*.

Si consideramos el modelo 5, una variable $\{y_k\}_{k \in \{1, \dots, K\}}$ no causa en sentido de Granger a $\{y_h\}_{k \neq h \in \{1, \dots, K\}}$ si:

- 1 $\{y_h\}_{k \neq h \in \{1, \dots, K\}}$ es débilmente exógena. Es decir, probar que los elementos $\alpha_{hi} = 0, \forall i = 1, \dots, K$
- 2 $\gamma_{jh}^{(p)} = 0, \forall p, \forall j = 1, \dots, K$

$$\Delta WTI_t = \alpha_{31} (\beta_{11} IMAE.S_{t-1} + \beta_{21} IPC_{t-1} + \beta_{31} WTI_{t-1} + \beta_{41}) + \dots$$

$$\dots + \sum_{p=1}^3 \gamma_{31}^p \Delta IMAE.S_{t-p} + \sum_{p=1}^3 \gamma_{32}^p \Delta IPC_{t-p} + \sum_{p=1}^3 \gamma_{33}^p \Delta WTI_{t-p} + \epsilon_{t_{31}}$$

Contenido

- 1 Introducción
- 2 Cointegración
- 3 Test de Raíz Unitaria
- 4 Prueba de Cointegración
- 5 Metodo de Johansen
- 6 Prueba de exogeneidad débil
- 7 Causalidad de Granger para variables no estacionarias
- 8 Modelo de Corrección de equilibrio**
- 9 Resultados
- 10 Conclusiones
- 11 Recomendaciones

Del modelo 5, se utiliza la representación equivalente en niveles. La información contenida en las propiedades de cointegración de las variables no es usada para la identificación de las restricciones en los coques estructurales. Se asume el modelo:

$$\Delta y_t = \alpha\beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{p-1} y_{t-p+1} + B\epsilon_t \quad (9)$$

En dónde $u_t = B\epsilon_t$ y $\epsilon_t \sim N(0, I_K)$. Consideramos la representación de medias móviles de y_t de Beveridge-Nelson:

$$y_t = \Xi \sum_{i=1}^t u_t + \sum_{j=0}^{\infty} \Xi^* u_{t-j} + y_0^* \quad (10)$$

$$y_t = \Xi B \sum_{i=1}^t \epsilon_t + \sum_{j=0}^{\infty} \Xi^* u_{t-j} + y_0^* \quad (11)$$

El vector de variables considerado en este trabajo es:

$$y_t = \begin{pmatrix} IMAE.S_t \\ IPC_t \\ WTI_t \end{pmatrix}$$

Suponemos que en corto plazo el *IMAE* e *IPC* no afectan a los precios del petróleo. Además, suponemos que el *IMAE* no tiene efecto a corto plazo sobre el *IPC*. Estas restricciones se reflejan en la matriz de corto plazo como:

$$B = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ 0 & b_{22} & b_{23} \\ 0 & 0 & b_{33} \end{pmatrix}$$

Además, suponemos que los choques en los precios del petróleo no tienen efecto permanente sobre el *IMAE*, dejando la posibilidad de que el precios del petróleo afecte las otra variables en el largo plazo. Estas restricciones son:

$$\Xi B = \begin{pmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} & 0 \\ \theta_{21} & \theta_{22} & b_{23} \\ \theta_{31} & \theta_{32} & \theta_{33} \end{pmatrix}$$

Contenido

- 1 Introducción
- 2 Cointegración
- 3 Test de Raíz Unitaria
- 4 Prueba de Cointegración
- 5 Metodo de Johansen
- 6 Prueba de exogeneidad débil
- 7 Causalidad de Granger para variables no estacionarias
- 8 Modelo de Corrección de equilibrio
- 9 Resultados**
- 10 Conclusiones
- 11 Recomendaciones

Contenido

- 1 Introducción
- 2 Cointegración
- 3 Test de Raíz Unitaria
- 4 Prueba de Cointegración
- 5 Metodo de Johansen
- 6 Prueba de exogeneidad débil
- 7 Causalidad de Granger para variables no estacionarias
- 8 Modelo de Corrección de equilibrio
- 9 Resultados
- 10 Conclusiones**
- 11 Recomendaciones

- 1 Se encontró evidencia estadística que respalda la hipótesis de la relación de largo plazo entre el *IMAE*, *IPC* y precios del petróleo *WTI* para todos los países de Centroamérica.
- 2 Se probó que la variable de producción, representada por el *IMAE*, no incide en el la variabilidad de los precios del petróleo. Es decir, los precios del petróleo no se ajustan a los desequilibrios con respecto a la tendencia de largo plazo entre el *IMAE*, *IPC* y *WTI*.
- 3 Se determinó que choques positivos en los precios del petróleo inciden negativamente en el crecimiento económico de Guatemala, El Salvador, Honduras, Nicaragua y Panamá, siendo significativo en Guatemala y Honduras.
- 4 Se determino que los choques positivos en los precios del petróleo inciden positivamente en el *IPC* de todos los países de Centroamérica, siendo no significativo únicamente en Nicaragua, Costa Rica y Panamá.

- 1 Se encontró evidencia estadística que respalda la hipótesis de la relación de largo plazo entre el *IMAE*, *IPC* y precios del petróleo *WTI* para todos los países de Centroamérica.
- 2 Se probó que la variable de producción, representada por el *IMAE*, no incide en el la variabilidad de los precios del petróleo. Es decir, los precios del petróleo no se ajustan a los desequilibrios con respecto a la tendencia de largo plazo entre el *IMAE*, *IPC* y *WTI*.
- 3 Se determinó que choques positivos en los precios del petróleo inciden negativamente en el crecimiento económico de Guatemala, El Salvador, Honduras, Nicaragua y Panamá, siendo significativo en Guatemala y Honduras.
- 4 Se determino que los choques positivos en los precios del petróleo inciden positivamente en el *IPC* de todos los países de Centroamérica, siendo no significativo únicamente en Nicaragua, Costa Rica y Panamá.

- 1 Se encontró evidencia estadística que respalda la hipótesis de la relación de largo plazo entre el *IMAE*, *IPC* y precios del petróleo *WTI* para todos los países de Centroamérica.
- 2 Se probó que la variable de producción, representada por el *IMAE*, no incide en el la variabilidad de los precios del petróleo. Es decir, los precios del petróleo no se ajustan a los desequilibrios con respecto a la tendencia de largo plazo entre el *IMAE*, *IPC* y *WTI*.
- 3 Se determinó que choques positivos en los precios del petróleo inciden negativamente en el crecimiento económico de Guatemala, El Salvador, Honduras, Nicaragua y Panamá, siendo significativo en Guatemala y Honduras.
- 4 Se determino que los choques positivos en los precios del petróleo inciden positivamente en el *IPC* de todos los países de Centroamérica, siendo no significativo únicamente en Nicaragua, Costa Rica y Panamá.

- 1 Se encontró evidencia estadística que respalda la hipótesis de la relación de largo plazo entre el *IMAE*, *IPC* y precios del petróleo *WTI* para todos los países de Centroamérica.
- 2 Se probó que la variable de producción, representada por el *IMAE*, no incide en la variabilidad de los precios del petróleo. Es decir, los precios del petróleo no se ajustan a los desequilibrios con respecto a la tendencia de largo plazo entre el *IMAE*, *IPC* y *WTI*.
- 3 Se determinó que choques positivos en los precios del petróleo inciden negativamente en el crecimiento económico de Guatemala, El Salvador, Honduras, Nicaragua y Panamá, siendo significativo en Guatemala y Honduras.
- 4 Se determinó que los choques positivos en los precios del petróleo inciden positivamente en el *IPC* de todos los países de Centroamérica, siendo no significativo únicamente en Nicaragua, Costa Rica y Panamá.

Contenido

- 1 Introducción
- 2 Cointegración
- 3 Test de Raíz Unitaria
- 4 Prueba de Cointegración
- 5 Metodo de Johansen
- 6 Prueba de exogeneidad débil
- 7 Causalidad de Granger para variables no estacionarias
- 8 Modelo de Corrección de equilibrio
- 9 Resultados
- 10 Conclusiones
- 11 Recomendaciones**

- 1 La inclusión de la variable *IPC* en el modelo se debió a que, directamente, los precios del petróleo no guardan una relación lineal de largo plazo con el *IMAE*, por lo que fue necesaria la inclusión de un mecanismo de transmisión. Del mismo modo, puede existir más de un mecanismo de transmisión de los choques en los precios del petróleo sobre el *IMAE*, por lo que se recomendable la investigación e inclusión de otras variables en el modelo.
- 2 Dado que el *IPC* es un índice de precios al consumidor, se podría remplazar este por un índice de precios al productor, dado que el anterior no considera algunos insumos derivados del petróleo que son requeridos en la producción.
- 3 Dado que se probó que en todos los países, la variable *WTI* es débilmente exógena, se recomienda la estimación del modelo VEC bajo esta restricción.
- 4 Se recomienda la investigación de una mejor identificación del modelo estructural, haciendo que no sea única un modelo tipo *B*.

- 1 La inclusión de la variable *IPC* en el modelo se debió a que, directamente, los precios del petróleo no guardan una relación lineal de largo plazo con el *IMAE*, por lo que fue necesaria la inclusión de un mecanismo de transmisión. Del mismo modo, puede existir más de un mecanismo de transmisión de los choques en los precios del petróleo sobre el *IMAE*, por lo que se recomendó la investigación e inclusión de otras variables en el modelo.
- 2 Dado que el *IPC* es un índice de precios al consumidor, se podría reemplazar este por un índice de precios al productor, dado que el anterior no considera algunos insumos derivados del petróleo que son requeridos en la producción.
- 3 Dado que se probó que en todos los países, la variable *WTI* es débilmente exógena, se recomienda la estimación del modelo VEC bajo esta restricción.
- 4 Se recomienda la investigación de una mejor identificación del modelo estructural, haciendo que no sea única un modelo tipo *B*.

- 1 La inclusión de la variable *IPC* en el modelo se debió a que, directamente, los precios del petróleo no guardan una relación lineal de largo plazo con el *IMAE*, por lo que fue necesaria la inclusión de un mecanismo de transmisión. Del mismo modo, puede existir más de un mecanismo de transmisión de los choques en los precios del petróleo sobre el *IMAE*, por lo que se recomendó la investigación e inclusión de otras variables en el modelo.
- 2 Dado que el *IPC* es un índice de precios al consumidor, se podría reemplazar este por un índice de precios al productor, dado que el anterior no considera algunos insumos derivados del petróleo que son requeridos en la producción.
- 3 Dado que se probó que en todos los países, la variable *WTI* es débilmente exógena, se recomienda la estimación del modelo VEC bajo esta restricción.
- 4 Se recomienda la investigación de una mejor identificación del modelo estructural, haciendo que no sea única un modelo tipo *B*.

- 1 La inclusión de la variable *IPC* en el modelo se debió a que, directamente, los precios del petróleo no guardan una relación lineal de largo plazo con el *IMAE*, por lo que fue necesaria la inclusión de un mecanismo de transmisión. Del mismo modo, puede existir más de un mecanismo de transmisión de los choques en los precios del petróleo sobre el *IMAE*, por lo que se recomendó la investigación e inclusión de otras variables en el modelo.
- 2 Dado que el *IPC* es un índice de precios al consumidor, se podría reemplazar este por un índice de precios al productor, dado que el anterior no considera algunos insumos derivados del petróleo que son requeridos en la producción.
- 3 Dado que se probó que en todos los países, la variable *WTI* es débilmente exógena, se recomienda la estimación del modelo VEC bajo esta restricción.
- 4 Se recomienda la investigación de una mejor identificación del modelo estructural, haciendo que no sea única un modelo tipo *B*.

- 1 La permanencia del efecto de los choques de la variable *WTI* sobre el *IPC* se debió a la identificación del modelo, sin embargo, algunas estimaciones realizadas con bandas de confianza al 99 %, hicieron no significativa la respuesta del *IPC* a largo plazo. Dado esto, se recomienda investigar una mejor identificación del modelo estructural y realizar los impulso respuesta a diferentes bandas de confianza.
- 2 Dado el cambio de tendencia en la variable *WTI* a partir del año 2014, se recomienda investigar la existencia de un cambio estructural dentro de la relación de largo plazo entre las variables, especialmente entre la variable *WTI* y el *IMAE*.
- 3 Dado que todos los países de estudio reflejan comportamientos similares respecto a los choques en los precios del petróleo, se recomienda la implementación de un modelo de cointegración tipo panel para estudiar los países de la región en conjunto.

- 1 La permanencia del efecto de los choques de la variable *WTI* sobre el *IPC* se debió a la identificación del modelo, sin embargo, algunas estimaciones realizadas con bandas de confianza al 99 %, hicieron no significativa la respuesta del *IPC* a largo plazo. Dado esto, se recomienda investigar una mejor identificación del modelo estructural y realizar los impulso respuesta a diferentes bandas de confianza.
- 2 Dado el cambio de tendencia en la variable *WTI* a partir del año 2014, se recomienda investigar la existencia de un cambio estructural dentro de la relación de largo plazo entre las variables, especialmente entre la variable *WTI* y el *IMAE*.
- 3 Dado que todos los países de estudio reflejan comportamientos similares respecto a los choques en los precios del petróleo, se recomienda la implementación de un modelo de cointegración tipo panel para estudiar los países de la región en conjunto.

- 1 La permanencia del efecto de los choques de la variable *WTI* sobre el *IPC* se debió a la identificación del modelo, sin embargo, algunas estimaciones realizadas con bandas de confianza al 99 %, hicieron no significativa la respuesta del *IPC* a largo plazo. Dado esto, se recomienda investigar una mejor identificación del modelo estructural y realizar los impulso respuesta a diferentes bandas de confianza.
- 2 Dado el cambio de tendencia en la variable *WTI* a partir del año 2014, se recomienda investigar la existencia de un cambio estructural dentro de la relación de largo plazo entre las variables, especialmente entre la variable *WTI* y el *IMAE*.
- 3 Dado que todos los países de estudio reflejan comportamientos similares respecto a los choques en los precios del petróleo, se recomienda la implementación de un modelo de cointegración tipo panel para estudiar los países de la región en conjunto.