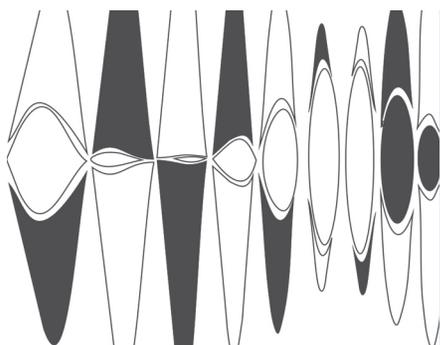


Cointegración y Paridad Descubierta de Intereses en la Economía Colombiana 2000 - 2005



Andrés Ramírez Hassan

Docente e investigador del Departamento de Economía
de la Universidad EAFIT
aramir21@eafit.edu.co

Recepción: 25 de marzo de 2007 | Aceptación: 25 de mayo de 2007

Resumen

Se analiza el cumplimiento de la hipótesis de Paridad Descubierta de Intereses entre Colombia y Estados Unidos para el período 2000-2005 mediante la técnica econométrica de cointegración. Específicamente se aplica la metodología desarrollada por Engle y Granger (1987) y la implementada por Johansen (1988). La evidencia empírica enseña que bajo las dos metodologías utilizadas la hipótesis de Paridad Descubierta de Intereses entre las dos economías en consideración es rechazada.

Co-integration and Uncovered Interest Parity in Colombian Economy 2000-2005

Abstract

This paper analyzes the Uncovered Interest Parity hypothesis between Colombia and the United States during 2000-2005. This was done with the econometrics co-integration methodology; specifically, the methodology used was the one developed by Engle and Granger (1987) and the one used by Johansen (1988). Empirical evidence states that under both methodologies used, the hypothesis is rejected.

Palabras Clave

Cointegración
Paridad descubierta de
intereses

Key words

Co-integration
Uncovered Interest Parity
Colombian economy
United States
Econometrics

Introducción



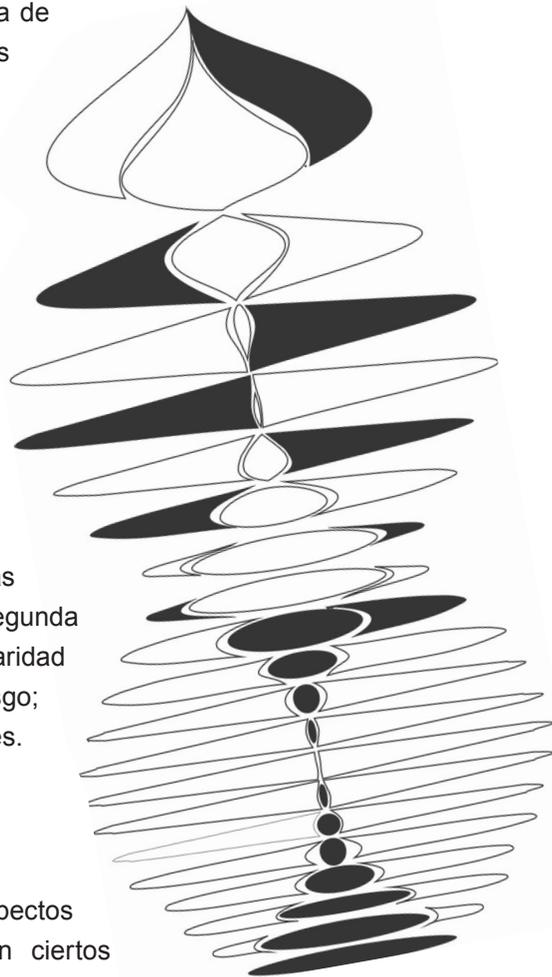
El concepto de cointegración y su implementación constituyen una de las metodologías econométricas más utilizadas en la actualidad desde que Engle y Granger lo postularon en 1987 en su artículo seminal. Posterior al trabajo pionero se han diseñado varias herramientas que permiten sortear algunas de las falencias que esboza la metodología planteada inicialmente; una de tales técnicas es la desarrollada por Johansen en 1988. A partir de entonces, las teorías económicas que se fundamentaban en análisis econométricos tradicionales han sido revisadas y se ha llegado a conclusiones que antes eran descartadas. La hipótesis de Paridad Descubierta de Intereses es una de estas teorías traídas a colación, puesto que es uno de los pilares fundamentales de varios modelos habitualmente analizados en macroeconomía internacional.

El objetivo del presente trabajo es analizar el cumplimiento de la Paridad Descubierta de Intereses entre la economía colombiana y la estadounidense durante el período 2000-2005, a la luz de la técnica econométrica de cointegración, específicamente, la metodología originalmente planteada por Engle y Granger, y el desarrollo posterior planteado por Johansen.

El artículo está organizado de la siguiente manera: la primera sección presenta un breve esbozo del concepto de cointegración y de su implementación a través de las técnicas de Engle y Granger y la técnica de Johansen; la segunda sección, muestra la aplicación basada en la hipótesis de Paridad Descubierta de Intereses en presencia de aversión al riesgo; y finalmente, la tercera sección, plasma las conclusiones.

1. Metodología econométrica

A la hora de especificar ejercicios empíricos sobre aspectos fundamentados en postulados teóricos se encuentran ciertos acontecimientos que el marco de referencia lógico no precisa por completo; tal es el caso de las relaciones de simultaneidad y causalidad de las variables objeto de estudio. Además gran parte de los postulados teóricos se establecen en términos de variables económicas que por su naturaleza temporal se caracterizan por ser procesos estocásticos no estacionarios. Para afrontar este tipo de cuestiones se debe acudir a técnicas econométricas que permitan capturar dichos fenómenos.



Los ejercicios de estimación econométrica se basaron, en una primera fase, en regresiones uniecuacionales; éstas, a priori establecen la exogeneidad de los regresores frente al regresando, y determinan sólo una relación de largo plazo (Misas y Oliveros, 1997); peor aun, arrojan estimadores sesgados e inconsistentes o ineficientes en presencia de simultaneidad (Judge, 1988). Para corregir los errores inherentes a la simultaneidad asociada con los procesos, se introduce el concepto de sistemas de ecuaciones en un contexto dinámico, a través de los esquemas de Vectores Autorregresivos (VAR). Desafortunadamente, las variables que deben estar presentes en los ejercicios VAR deben ser estacionarias, lo cual implica que ante variables integradas de orden uno o superior, es necesario incurrir en un proceso de diferenciación, lo que conlleva a una pérdida enorme de información contenida en un número finito de rezagos (Hamilton, 1994). Para dar solución a este tipo de cuestiones surge el concepto de cointegración, definido como *una combinación lineal de variables no estacionarias, la cual presenta un patrón de comportamiento estacionario* (Engle & Granger, 1987). Hay que anotar cuatro aspectos trascendentales al respecto de la definición (Enders, 1995):

- El concepto de cointegración se refiere a la *combinación lineal* de variables no estacionarias.
- Todas las variables deben ser *integradas del mismo orden*.
- Si el ejercicio econométrico involucra n variables, *pueden existir como máximo $n - 1$ vectores de cointegración linealmente independientes*.
- La literatura se ha concentrado sobre el caso en el cual cada *variable es integrada de orden uno*.

El análisis de cointegración fue desarrollado, en primera instancia, por Engle y Granger (1987); luego, varios autores han generalizado el procedimiento inicial, entre quienes se encuentran Johansen (1988), Stock y Watson (1988), Ericson e Irons (1994) y Hendry (1995). A continuación

se expone brevemente el esquema sugerido por Engle y Granger.

1.1 Procedimiento de Engle y Granger para verificar cointegración

1.1.1 Determine el orden de integración de cada una de las variables que han de ser incluidas en el modelo:

- Si *las series son estacionarias* aplique el procedimiento tradicional de *Mínimos Cuadrados Ordinarios* (MCO).
- Si las series son *integradas de diferente orden* se concluye que éstas no se encuentran cointegradas. Lo anterior implica que la utilización de la técnica de *MCO producirá estimadores espurios*.
- Finalmente, si las series *son integradas de orden uno proceda con el paso dos*.

1.1.2 Estime la relación de largo plazo mediante MCO de la ecuación; si las variables se encuentran cointegradas las estimaciones serán súper-consistentes (Stock, 1987). Para verificar si en realidad las variables se encuentran cointegradas, estime los residuales y realice la prueba de estacionariedad, *si es posible rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad, entonces se puede rechazar la hipótesis que las variables no están cointegradas*, es decir, las variables se encuentran cointegradas.

1.1.3 *Estime el modelo de corrección de errores*. Si las variables se encuentran cointegradas, *los residuales de la regresión realizada en el paso anterior* pueden ser utilizados para estimar el modelo de corrección de errores, puesto que éstos *son un instrumento de la expresión que encierra el equilibrio de largo plazo* dado por el vector de cointegración.

1.1.4 *Evalúe la adecuación del modelo estimado*, es decir, realice chequeos sobre los residuales estimados y los coeficientes obtenidos.

Desafortunadamente el mecanismo desarrollado por Engle y Granger para verificar cointegración y

la posterior estimación del modelo de corrección de errores adolece de algunos problemas; el primero es el establecimiento de exogeneidad a priori cuando se estima el vector de cointegración, al descartar la posibilidad de retroalimentación entre las variables; y el segundo, es la consideración de a lo sumo un vector de cointegración en ejercicios que involucran más de dos variables, lo cual implica que bajo ciertas circunstancias el método de estimación es estadísticamente ineficiente dada la pérdida de información valiosa (Cuthbertson, Hall & Taylor, 1992) y además se puede producir sesgo por mala especificación (Mehra, 1996). Finalmente, el procedimiento se realiza en dos etapas, característica no deseable en ejercicios de estimación econométrica. Ante dichas falencias se han postulado mecanismos de estimación fundamentados en la técnica de máxima verosimilitud que procuran solucionar los inconvenientes enumerados; uno de ellos lo desarrolla Johansen (1988), el cual se basa en el reconocimiento conjunto de todas las posibles relaciones cointegrantes existentes dentro del vector de variables integradas de orden $d \geq 1$, $I(d)$.

A continuación se exponen los pasos para realizar el análisis de cointegración bajo el marco teórico de Johansen.

1.2 Procedimiento de Johansen para verificar cointegración

1.2.1 *Defina el orden de integración de las variables que entrarán en el modelo a través de las pruebas diseñadas para tales propósitos.*

1.2.2 *Determine el orden de los rezagos a ser incluidos en el análisis VEC.* Para este propósito se parte de una representación VAR(p) en niveles, y a través de los criterios de información se realiza la selección del número de rezagos pertinente. La representación VEC es de orden $p - 1$.

1.2.3 *Estime el modelo y especifique el rango de la matriz de cointegración.* Para esta fase se debe tener presente todo el análisis sobre los componentes determinísticos que entran

como parte de la representación del VEC; ello implica que hay una interacción entre la prueba de máximo valor propio y la prueba de traza con las pruebas que se definen para la selección de los componentes determinísticos. Al finalizar este análisis se debe realizar la normalización del vector de cointegración a partir de una variable de particular interés.

1.2.4 *Realice pruebas de hipótesis sobre los componentes de la matriz de cointegración.* Dichas pruebas se establecen sobre la matriz de vectores de cointegración y sobre la matriz de velocidades de ajuste. Es de particular interés comprobar la significancia estadística de los componentes de los vectores de cointegración, conocidas como pruebas de exclusión, y la significancia estadística de las velocidades de ajuste, éstas últimas sirven para probar la exogeneidad de los diversos componentes del modelo, así como para hacer la posterior representación uniecuacional del modelo de corrección de errores.

1.2.5 *Desarrolle las pruebas pertinentes sobre los residuales del modelo.* Dados los supuestos implícitos sobre las perturbaciones estocásticas, se deben realizar las pruebas multivariadas de independencia serial, homocedasticidad y normalidad.

A continuación se realiza una aplicación empírica del marco econométrico que se ha expuesto; de manera específica, se analiza la hipótesis de Paridad Descubierta de Intereses entre Colombia y Estados Unidos.

2. Revisión de la Hipótesis de la Paridad Descubierta de Intereses ampliada entre Colombia y Estados Unidos

La hipótesis de Paridad Descubierta de Intereses (PDI) es una herramienta de análisis que fundamenta los modelos monetarios para la determinación de la tasa de cambio. Esta hipótesis establece que un incremento en el diferencial de

intereses entre la economía doméstica (Colombia) y una economía foránea (Estados Unidos), la cual sirve como punto de referencia, implica un incremento en la tasa de cambio esperada (medida en términos de moneda doméstica / moneda foránea). Formalmente:

$$(1) (1 + i_t) = (1 + i_t^*) (1 + \Delta s_t^e)$$

Donde:

$\Delta s_t^e = \frac{E_t(S_{t+T}|I_t) - S_t}{S_t} = \frac{S_{t+T} - S_t}{S_t} = \Delta s_t$ Es la tasa de depreciación que se espera, condicionada al conjunto de información disponible, que es igual a la tasa que se evidencia bajo ausencia de perturbaciones estocásticas y expectativas racionales. En tanto, i_t e i_t^* son las tasas de interés doméstica y foránea, respectivamente.

La anterior ecuación se puede aproximar mediante la siguiente expresión:

$$(2) \Delta s_t \approx i_t - i_t^*$$

La hipótesis de PDI no ha tenido una validez empírica sólida (Rowland, 2002); tal vez esto obedece a los supuestos restrictivos que la subyacen; ausencia de aversión al riesgo por parte de los agentes del mercado y perfecta movilidad de capitales. En particular, la última hipótesis no considera los *spreads* asociados a los diversos niveles de riesgo que pueden evidenciar las economías en cuestión. Para considerar dicha salvedad una representación más cercana a la realidad es la siguiente expresión:

$$(3) \Delta s_t \approx i_t - i_t^* + \rho_t$$

Donde ρ_t es el *spread* que recoge los efectos de riesgo país.

La forma reducida estimable, asociada al problema en cuestión, se puede expresar así:

$$(4) \Delta s_t = \beta_1 + \beta_2 (i_t + i_t^*) + \beta_3 \rho_t + \varepsilon_t$$

Donde las β 's son parámetros a estimar y ε_t es una perturbación estocástica idéntica e independientemente distribuida.

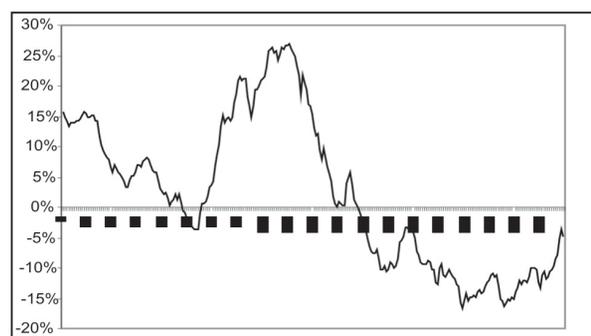
Las series consideradas para el análisis son semestrales desde el 03/01/2000 hasta el 25/12/2005.

Para las tasas de interés colombianas se toman los CDT a 180 y 360 días. Las tasas de interés para Estados Unidos consideran los títulos del tesoro, el parámetro de riesgo está determinado por el EMBI+ yield y la tasa de cambio es pesos por dólar. La fuente para las series colombianas es el Banco de la República y para Estados Unidos, la Reserva Federal.

El objetivo del presente trabajo es determinar la relación cointegrante entre las variables implícitas en el análisis tomando como referencia tasas anuales y semestrales. Para alcanzar dicho propósito se implementa, en primera instancia, el procedimiento de Engle y Granger y, luego, se corroboran los resultados obtenidos bajo el mecanismo de Johansen.

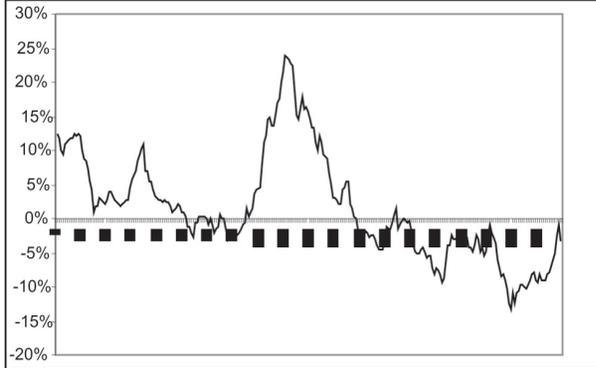
Las figuras 1, 2 y 3 enseñan el comportamiento de la tasa de depreciación anual, el diferencial de tasas de interés entre Colombia y Estados Unidos para papeles que presentan un vencimiento anual y el *spread* a un año, respectivamente. Como se observa en los gráficos, las series en consideración presentan un comportamiento no estacionario, en tanto que las respectivas diferencias si experimentan dicha característica (ver figuras 4, 5 y 6). Las afirmaciones que se acaban de realizar deben ser contrastadas formalmente a través de las pruebas de raíces unitarias. Las mismas figuras fueron realizadas para las series semestrales, pero por extensión del artículo no se presentan.

Figura 1. Tasa de variación del tipo de cambio nominal: Colombia, 01/03/2000 – 12/19/2005



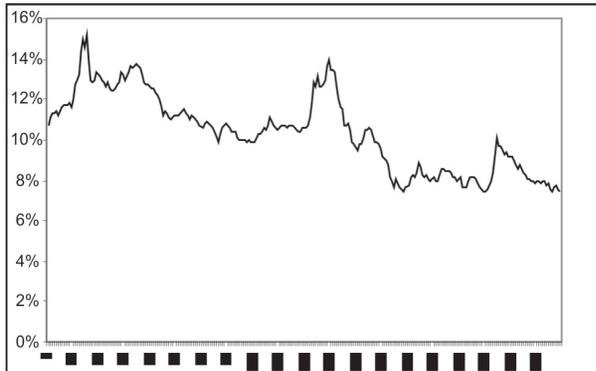
Fuente: Cálculos del autor a partir de datos del Banco de la República.

Figura 2. Diferencial de tasas de interés entre Colombia y Estados Unidos, 01/03/2000 – 12/19/2005



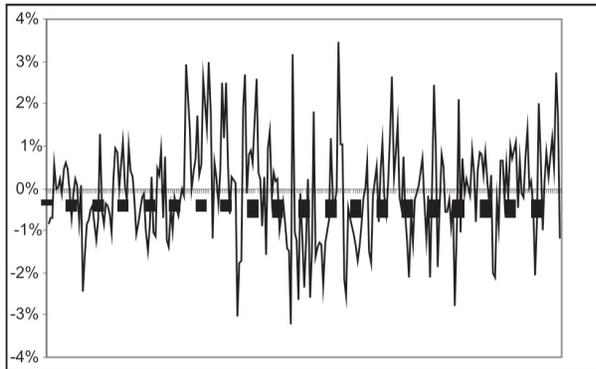
Fuente: Cálculos del autor a partir de datos del Banco de la República y la Reserva Federal.

Figura 3. EMBI+yield: Colombia, 01/03/2000 – 12/19/2005



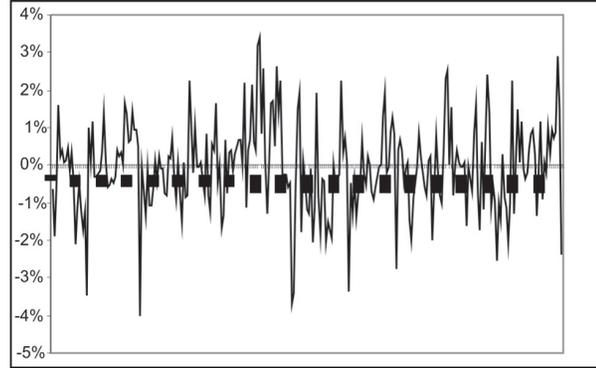
Fuente: Bloomberg.

Figura 4. Diferencia de la tasa de variación del tipo de cambio nominal: Colombia, 01/03/2000 – 12/19/2005



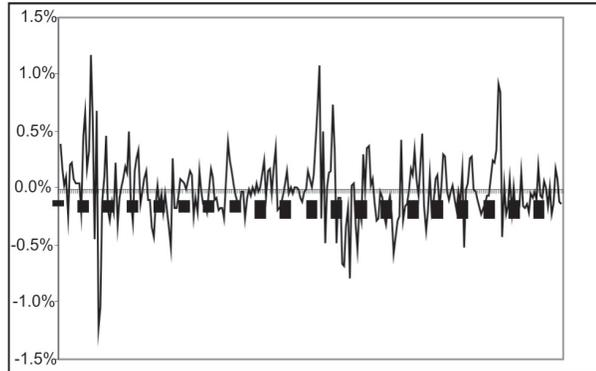
Fuente: Cálculos del autor a partir de datos del Banco de la República.

Figura 5. Diferencia del diferencial de tasas de interés entre Colombia y Estados Unidos, 01/03/2000 – 12/19/2005



Fuente: Cálculos del autor a partir de datos del Banco de la República y la Reserva Federal.

Figura 6. Diferencia del EMBI+yield: Colombia, 01/03/2000 – 12/19/2005



Fuente: Cálculos del autor a partir de datos de Bloomberg.

En la Tabla 1 se enseñan los resultados de las pruebas de raíces unitarias, las cuales concluyen la presencia de éstas en las variables en niveles pero estacionariedad en las series diferenciadas.

Tabla 1. Prueba de raíces unitarias basada en la metodología Dickey-Fuller: Colombia y Estados Unidos, 2000–2005, series semanales

12 meses					
Variable	Dickey-Fuller Aumentado	Valor Crítico 5%	Variable	Dickey-Fuller Aumentado	Valor Crítico 5%
Aumentado			Aumentado		
$(s_{t+12} - s_t) \Delta s_{12t}$	-1,33(1)	-1,94	$\Delta(s_{t+12} - s_t)$	-9,10(1)	-1,94
$(i_t - i_t^*) \Delta i_{12t}$	-1,33(1)	-1,94	$\Delta(i_t - i_t^*)$	-24,18(0)	-1,94
ρ_{12t}	-3,14(1)	-3,42	$\Delta\rho_{12t}$	-11,90(0)	-1,94
6 meses					
Variable	Dickey-Fuller Aumentado	Valor Crítico 5%	Variable	Dickey-Fuller Aumentado	Valor Crítico 5%
$(s_{t+6} - s_t) \Delta s_{6t}$	-1,92(1)	-1,94	$\Delta(s_{t+6} - s_t)$	-9,09(1)	-1,94
$(i_t - i_t^*) \Delta i_{6t}$	-1,30(1)	-1,94	$\Delta(i_t - i_t^*)$	-24,19(0)	-1,94
ρ_{6t}	-3,13(1)	-3,42	$\Delta\rho_{6t}$	-11,86(0)	-1,94

Nota: la hipótesis nula considerada es la no estacionariedad de la serie en cuestión. Se realizaron pruebas de estacionariedad con el test KPSS y se confirman los resultados encontrados con la prueba Dickey-Fuller-Aumentada. Entre paréntesis los rezagos incluidos en el ejercicio.

A continuación se desarrollan los ejercicios de cointegración para las tasas anuales. En el primer modelo especificado, se observa que la tasa de depreciación anual depende estadísticamente del diferencial de tasas de interés y del *spread*¹. Al respecto de la prueba de cointegración de Engle y Granger, no se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en los residuales, lo cual arroja evidencia en contra de existencia de cointegración entre las variables involucradas². Además se debe tener presente que las variables utilizadas en el análisis son no estacionarias, lo cual no sería un problema si éstas estuvieran cointegradas, puesto que arrojarían estimaciones súper consistentes, pero en el presente ejercicio no fue así; luego se incurre en el problema de

regresiones espurias. Cuando el ejercicio se realiza con las series en diferencias, se encuentra que el diferencial de tasa de interés no es estadísticamente significativo a niveles convencionales y el diferencial del *spread* es estadísticamente significativo sólo al 0,1.

La falencia presente en la metodología de Engle y Granger se encuentra en la omisión del proceso de retroalimentación que puede estar implícito en el sistema compuesto por las variables en cuestión. Para sortear dicha falla se realizó la prueba de cointegración bajo la metodología de Johansen. Las diversas especificaciones analizadas no toman en consideración la presencia de tendencias determinísticas en la representación VEC, puesto que dichas representaciones no son consistentes con la teoría económica que subyace el modelo. Los resultados enseñan que las variables en consideración no están cointegradas, lo cual corrobora los resultados hallados al implementar la metodología de Engle y Granger (Tabla 2)³.

¹ Las estimaciones se realizaron por Mínimos Cuadrados Ordinarios corrigiendo la matriz de varianzas y covarianzas por estimaciones robustas de éstas a partir del procedimiento de Newey y West.

² El valor crítico al 5% de significancia para la prueba DFA es -3,17. Este valor no coincide con los valores críticos tradicionalmente utilizados, puesto que se debe tener presente que por construcción los residuales obtenidos a partir de la aplicación de Mínimos Cuadrados Ordinarios tienden a ser estacionarios, luego Engle y Yoo (1987) obtuvieron unos valores críticos que toman en consideración este hecho.

³ Estos resultados también son hallados bajo las especificaciones que toman en consideración la presencia de tendencia determinística en el VEC. Las pruebas sobre los residuales del modelo cumplen con las hipótesis de homocedasticidad y no auto correlación (no mostradas en el artículo).

$$(5) \quad \Delta \hat{s}_{12t} = -0,504 + 2,521\Delta i_{12t} + 3,157\rho_{12t}$$

$$[0,064] \quad [0,872] \quad [0,450]$$

$$R_{aj}^2 = 0,40 \quad ADF = -2,34(3)$$

$$(6) \quad \Delta(\Delta \hat{s}_{12t}) = -0,001 + 0,081\Delta(\Delta i_{12t}) - 0,544\Delta\rho_{12t}$$

$$[0,001] \quad [0,096] \quad [0,283]$$

$$R_{aj}^2 = 0,011$$

Ahora se presentan los resultados que se obtienen cuando las tasas en consideración son semestrales.

$$(7) \quad \Delta \hat{s}_{6t} = -0,255 + 1,275\Delta i_{6t} + 4,424\rho_{6t}$$

$$[0,042] \quad [1,090] \quad [0,593]$$

$$R_{aj}^2 = 0,30 \quad ADF = -2,67(1)$$

$$(8) \quad \Delta(\Delta \hat{s}_{6t}) = -0,001 + 0,148\Delta(\Delta i_{6t}) - 1,296\Delta\rho_{6t}$$

$$[0,001] \quad [0,204] \quad [0,543]$$

$$R_{aj}^2 = 0,015$$

El diferencial de tasas de interés no es estadísticamente significativo a niveles convencionales. Se encuentra que las variables en consideración no están cointegradas, luego adolece de los problemas de regresiones espurias. Al realizar el ejercicio con las series en diferencias, se encuentra que sólo el *spread* es estadísticamente significativo. En general, la ecuación podría estar mal especificada dado el supuesto de exogeneidad *a priori* que está implícito en la estimación uniecuacional. Por consiguiente se establece la metodología de Johansen para determinar los posibles efectos de simultaneidad que pueden estar presentes en el sistema conformado por las variables objeto de estudio, tal como aparecen en la Tabla 3.

Tabla 2. Prueba de cointegración para las diferencias anuales basada en el procedimiento de Johansen

Supuestos sobre los componentes determinísticos asociados a la representación VEC	Estadístico traza	Valor crítico prueba traza 5%	Estadístico máximo valor propio	Valor crítico prueba máxima valor propio 5%
Intercepto en el vector de cointegración y en el VAR				
$H_0 \cdot r = 0$	25,73	29,79	14,03	21,13
Intercepto en el vector de cointegración y NO intercepto en el VAR				
$H_0 \cdot r = 0$	27,37	35,19	14,18	22,29
NO Intercepto en el vector de cointegración y NO intercepto en el VAR				
$H_0 \cdot r = 0$	19,88	24,27	14,15	17,79

Nota: la representación VEC implícita en el análisis de cointegración se fundamenta en un rezago (Véase tabla 1 en el Anexo). En todos los casos no se rechaza la hipótesis nula de cero vectores de cointegración.

Tabla 3. Prueba de cointegración para las diferencias semestrales basada en el procedimiento de Johansen

Supuestos sobre los componentes determinísticos asociados a la representación VEC	Estadístico traza	Valor crítico prueba traza 5%	Estadístico máximo valor propio	Valor crítico prueba máxima valor propio 5%
Intercepto en el vector de cointegración y en el VAR				
$H_0 \cdot r = 0$	28,41	29,79	18,90	21,13
Intercepto en el vector de cointegración y NO intercepto en el VAR				
$H_0 \cdot r = 0$	29,84	35,19	19,01	22,29
NO Intercepto en el vector de cointegración y NO intercepto en el VAR				
$H_0 \cdot r = 0$	22,12	24,27	15,19	17,79

Nota: la representación VEC implícita en el análisis de cointegración se fundamenta en un rezago (Véase Tabla 1 en el Anexo)⁴.

Con las pruebas de cointegración realizadas se deduce la no presencia de un vector de cointegración entre las variables objeto de estudio⁵.



Conclusiones

A partir de la aplicación implementada se observa que las conclusiones a las cuales se llega por las dos metodologías propuestas para detectar cointegración es la misma, la no existencia de dicho fenómeno estadístico entre las series en consideración. Pero se debe tener presente que la metodología desarrollada por Johansen es más amplia, puesto que considera la existencia de múltiples relaciones de cointegración y no se asume exogeneidad a priori. Fenómenos que no son contemplados en la metodología original implementada por Engle y Granger.

Se hace necesario resaltar que de la evidencia expuesta aquí no se deduce el incumplimiento de la PDI ampliada con parámetro de aversión al riesgo, pese a que hay supuestos bastante restrictivos en dicha teoría, tal como: la perfecta movilidad de capitales, ausencia de costos de transacción, simetría en la información y expectativas racionales. El análisis para establecer la forma reducida estimable se fundamenta en formación de expectativas racionales y ausencia de perturbaciones estocásticas, es decir, si dicho supuesto falla en el período analizado, la especificación del modelo no es apropiada; desafortunadamente se debe considerar este tipo de presunciones puesto que las expectativas no son observables.

⁴ En el Anexo se enseñan las pruebas para la selección del número de rezagos. La evidencia empírica no es concluyente al respecto de los rezagos involucrados en el análisis VEC, pero también fueron realizadas pruebas fundamentadas en la representación VEC(2), éstas descartan la presencia de cointegración.

⁵ Los residuales del modelo cumplen con los supuestos de homocedasticidad y no auto correlación (no incluidos en el artículo).

Bibliografía

Cuthbertson, K. y Hall, S. & Taylor, M. (1992). *Applied econometric techniques*. New York: Harvester Wheatsheaf.

Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. New York: Jhon Wiley and Sons.

Engle, R. & C. Granger. (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing". En: *Econométrica*. No. 55. pp. 251-76.

Engle, R. y B. Yoo. (1987). "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems". En: *Journal of Econometrics*. No. 35.

Ericsson, N. R. y J. S. Irons. (1994). *Testing exogeneity, advanced text in econometrics*. Oxford: Oxford University Press.

Hamilton, J. (1994). *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press.

Hendry, D. (1995). *Dynamic econometric, advanced text in econometrics*. Oxford: Oxford University Press.

Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegrating vectors". En: *Journal of Economic Dynamics and Control*. No. 12. pp. 231-54.

Judge, J. (1988). *Introduction to the theory and practice of econometrics*. New York: Jhon Wiley and Sons.

Mehra, Y. (1996). "Monetary policy and long term interest rates". En: *Bulletin of Federal Reserve Bank of Richmond*. No. 205.

Misas, M. & H. Oliveros. (1997). "Cointegración, exogeneidad y crítica de Lucas: funciones de demanda de dinero en Colombia: un ejercicio más". En: *Borradores de Economía*. No. 75, pp. 1-70.

Rowland, P. (2002). "Uncovered interest parity and the USD/COP Exchange rate". En: *Borradores de economía*. No. 227. pp. 1-41.

Stock, J. H. (1987). "Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors". En: *Econométrica*. No. 55. pp. 1035-56.

Stock, J. H. & M. W. Watson. (1988). "Testing for common trends". En: *Journal of the American Statistical Association*. No. 83. pp. 1097-1107.

Anexo

Tabla A1. Criterios para selección de rezagos en la representación VAR para las diferencias anuales

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1575.803	NA	7.61e-10	-12.48256	-12.44055	-12.46566
1	2832.803	2474.096	3.80e-14	-22.38733	-22.21926	-22.31970
2	2880.014	91.79812*	2.81e-14*	-22.69059*	-22.39647*	-22.57224*
3	2888.416	16.13723	2.82e-14	-22.68584	-22.26567	-22.51677
4	2892.673	8.076029	2.93e-14	-22.64820	-22.10198	-22.42841
5	2896.622	7.395930	3.05e-14	-22.60811	-21.93584	-22.33760
6	2905.731	16.84488	3.05e-14	-22.60898	-21.81066	-22.28775
7	2907.551	3.322336	3.23e-14	-22.55200	-21.62762	-22.18005
8	2913.181	10.14176	3.32e-14	-22.52524	-21.47482	-22.10257

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tabla A2. Criterios para selección de rezagos en la representación VAR para las diferencias semestrales

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2051.829	NA	1.74e-11	-16.26055	-16.21853	-16.24364
1	3205.294	2270.313	1.98e-15	-25.34361	-25.17554	-25.27598
2	3251.247	89.35158	1.47e-15	-25.63688	-25.34276*	-25.51853*
3	3264.150	24.78226	1.43e-15*	-25.66786*	-25.24769	-25.49879
4	3268.486	8.223968	1.48e-15	-25.63084	-25.08462	-25.41105
5	3272.093	6.756491	1.55e-15	-25.58804	-24.91577	-25.31753
6	3282.138	18.57644*	1.54e-15	-25.59634	-24.79801	-25.27511
7	3284.600	4.493445	1.62e-15	-25.54445	-24.62007	-25.17250
8	3290.021	9.766041	1.67e-15	-25.51604	-24.46561	-25.09337

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion