

# ¿Por qué Bahar y Hausmann no nos dicen nada sobre los flujos migratorios venezolanos hacia Estados Unidos?

Francisco Rodríguez y Giancarlo Bravo\*

18 de diciembre de 2025

## Tabla de Contenidos

|  |    |
|--|----|
| Abstract.....  | 2  |
| 1 Introducción .....   | 3  |
| 2 Especificación adecuada de las pruebas de cointegración..... | 4  |
| 2.1 Resultados Generales .....                                 | 4  |
| 2.2 Simulaciones de Monte Carlo .....                          | 8  |
| 3 Resultados Empíricos.....                                    | 9  |
| 4 Conclusiones.....  | 13 |
| 5 Tablas del Apéndice .....                                    | 16 |
| Referencias .....  | 17 |

## Reconocimientos

*Agradecemos a Dorothy Kronick, Carolina Pagliacci, Peter Pedroni, David Rosnick, Leonardo Vera, Mark Weisbrot y Mark Wohar por sus valiosos comentarios, y a Luisa García por su excelente asistencia en la investigación. Cualquier error es responsabilidad exclusiva de los autores.*

---

\* Francisco Rodríguez es investigador senior del Center for Economic and Policy Research (CEPR) y profesor afiliado de la Josef Korbel School of International Studies de la Universidad de Denver. Giancarlo Bravo es el jefe de investigación de Oil for Venezuela. Los datos y el código utilizados para la replicación de este trabajo están disponibles en <https://doi.org/10.7910/DVN/68B17U>.

## **Abstract**

Bahar y Hausmann (2025a) afirman encontrar evidencia en contra de la hipótesis de que las sanciones petroleras impuestas a Venezuela generan un aumento de los flujos migratorios hacia Estados Unidos. Mostramos que sus resultados se derivan de la aplicación de una prueba de Engle-Granger no estándar y mal especificada sobre primeras diferencias. Esta especificación es incorrecta porque las pruebas de cointegración están diseñadas para evaluar relaciones entre los niveles de las variables, no entre sus primeras diferencias. Dado que los residuos de regresiones entre variables  $I(0)$  serán, bajo condiciones generales, estacionarios, realizar pruebas de cointegración entre primeras diferencias de variables  $I(1)$  prácticamente garantiza un hallazgo espurio de cointegración. Mediante simulaciones de Monte Carlo, mostramos que la prueba de Bahar-Hausmann mal especificada sobre primeras diferencias presenta una tasa de falsos positivos del 100 %. Una vez que la prueba de Engle-Granger se aplica correctamente a los logaritmos de los niveles, la evidencia de cointegración desaparece. En consecuencia, las regresiones de Bahar-Hausmann no proporcionan una base válida para inferir ninguna relación subyacente entre la migración y los ingresos petroleros de Venezuela.

# 1 Introducción

En un papel de trabajo y un artículo de opinión complementario publicados en marzo de este año, Dany Bahar y Ricardo Hausmann<sup>1</sup> afirmaron haber encontrado evidencia de una relación positiva entre los ingresos petroleros de Venezuela y los flujos migratorios hacia Estados Unidos. Rodríguez, Rosnick y Bravo<sup>2</sup> demostraron que dichos resultados estaban impulsados por un error de codificación: los autores habían utilizado incorrectamente un operador de diferenciación de orden doce en lugar de una diferenciación estacional interanual. Tras corregir este error, la significancia estadística de los resultados desapareció. Además, la correlación observada entre los flujos migratorios venezolanos y los ingresos petroleros no resultó robusta a la inclusión de controles por la estrechez del mercado laboral en Estados Unidos.

Bahar y Hausmann<sup>3</sup> reconocieron que sus resultados perdían significancia estadística una vez corregido el error de codificación, pero argumentaron que sus estimaciones puntuales positivas seguían proporcionando evidencia en contra de la hipótesis de que las sanciones —que reducen los ingresos petroleros de Venezuela— fueran un factor determinante de los flujos de emigración venezolana hacia Estados Unidos.

En este trabajo abordamos un problema distinto del enfoque de Bahar y Hausmann: la aplicación incorrecta de métodos de cointegración.

Los resultados de Bahar y Hausmann se basan en dos especificaciones empíricas que presuponen la existencia de una relación de cointegración entre la migración y los ingresos petroleros. Citando resultados de una prueba de cointegración de Engle-Granger, afirman encontrar evidencia de dicha relación. Sin embargo, esos resultados provienen de la aplicación errónea de una versión no estándar y mal especificada de la prueba y desaparecen una vez que se corrige el error.

Los resultados de cointegración reportados por Bahar y Hausmann se derivan de aplicar una prueba de Engle-Granger a las primeras diferencias de las variables de interés. No obstante, la prueba de Engle-Granger está diseñada para aplicarse a los niveles de variables integradas de orden uno, no a sus primeras diferencias. Al diferenciar las series antes de aplicar la prueba, Bahar

---

<sup>1</sup> Bahar y Hausmann (2025a, 2025c).

<sup>2</sup> Rodríguez et al. (2025).

<sup>3</sup> Bahar and Hausmann (2025a, 2025c).

y Hausmann están evaluando incorrectamente la cointegración entre dos series estacionarias.<sup>4</sup> Dado que la prueba evalúa la estacionariedad de los residuos de una regresión entre series potencialmente cointegradas, su aplicación a primeras diferencias estacionarias prácticamente garantiza un rechazo espurio de la hipótesis nula de no cointegración.

Como mostramos a continuación, una vez corregida esta mala especificación, la evidencia de cointegración en los datos de Bahar y Hausmann desaparece. Esto implica que su marco empírico es inadecuado y poco informativo respecto a la existencia de una relación de largo plazo entre los ingresos petroleros y los flujos migratorios de nacionales venezolanos hacia Estados Unidos

## 2 Especificación adecuada de las pruebas de cointegración

### 2.1 Resultados Generales

El estadístico de prueba de Dickey-Fuller para una muestra de una serie temporal  $Y_t$  se define como el estadístico  $t$  obtenido de la regresión de  $Y_t - Y_{t-1}$  sobre  $Y_{t-1}$  mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Si  $\hat{\rho}_T(Y_t)$  es el estimador MCO del coeficiente autorregresivo de orden uno  $AR(1)$  para una muestra de tamaño  $T$  de  $Y_t$  con un estimador correspondiente del error estándar  $\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_T}(Y_t)$ , entonces el estadístico de Dickey-Fuller puede expresarse como:

$$DF_T(Y_t) = \frac{\hat{\rho}_T(Y_t) - 1}{\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_T}(Y_t)} \quad (1)$$

Un estadístico de prueba cercano a cero es consistente con la existencia de una raíz unitaria.

Ahora, sean  $X_t$  y  $Y_t$  dos series temporales  $I(1)$ , que se observan en la muestra  $t = 1, \dots, T$ . Decimos que  $X_t$  y  $Y_t$  están cointegradas si existe un vector  $\beta = (\beta_1, \beta_2)$  tal que el residuo:

$$\varepsilon_t = \beta_1 X_t + \beta_2 Y_t \quad (2)$$

es estacionario. Las pruebas de cointegración basadas en residuos, como la propuesta por Engle y Granger,<sup>5</sup> contrastan la hipótesis de que existe tal vector evaluando si el residuo de una regresión de  $Y_t$  en  $X_t$  es estacionario.

El enfoque de Engle-Granger consiste en construir un estadístico de prueba a partir de la regresión:

---

<sup>4</sup> Vera (2025) fue, hasta donde sabemos, la primera persona en señalar este problema metodológico en el trabajo de Bahar y Hausmann.

<sup>5</sup> Engle y Granger (1987).

$$\Delta e_t = (\rho - 1)e_{t-1} + u_t, \quad (3)$$

donde  $e_t$  son los residuos obtenidos de una regresión MCO de  $Y_t$  sobre  $X_t$ . El estadístico de prueba, que es análogo a (aunque con una distribución distinta) al estadístico  $t$  del estimador del coeficiente en la ecuación (3), es utilizado para contrastar la hipótesis de que  $\rho = 1$  es decir, que  $\varepsilon_t$  tiene raíz unitaria. El fallo al rechazar la hipótesis que  $\varepsilon_t$  tiene raíz unitaria indica que la evidencia es consistente con la ausencia de una relación de cointegración entre  $Y_t$  y  $X_t$ . Más formalmente, el estadístico de prueba de Engle-Granger se define como:

$$EG_T(Y_t, X_t) = DF_T(\varepsilon_T), \quad (4)$$

donde  $\varepsilon_T$  son los residuos obtenidos de la regresión MCO de  $Y_t$  sobre  $X_t$  para una muestra de tamaño  $T$ . Un estadístico de prueba cercano a cero es consistente con la existencia de una raíz unitaria en los residuos y, por lo tanto, es consistente con la ausencia de cointegración entre las variables subyacentes.

Bahar y Hausmann aplican la prueba de Engle-Granger a las primeras diferencias de las variables entre las cuales evalúan la cointegración. El estadístico de prueba de Bahar-Hausmann es, por tanto, el siguiente:

$$BH_T(Y_t, X_t) = EG_{T-1}(\Delta Y_t, \Delta X_t). \quad (5)$$

Nótese que el tamaño de la muestra se reduce en una observación, dado que la diferenciación elimina la primera observación.

El rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria en esta regresión implica que la evidencia es consistente con la existencia de una relación de cointegración entre  $X_t$  y  $Y_t$ , cuyos residuos son estacionarios. Sin embargo, la prueba de Engle-Granger está diseñada para aplicarse a los niveles de  $X_t$  y  $Y_t$ . La razón es que si  $X_t$  y  $Y_t$  son  $I(1)$ , entonces  $\Delta X_t$  y  $\Delta Y_t$  — las primeras diferencias de  $X_t$  y  $Y_t$  — serán por definición  $I(0)$ . Pero entonces, como establecemos a continuación, bajo condiciones generales, los residuos de una regresión de  $\Delta Y_t$  sobre  $\Delta X_t$  también serán estacionarios. Como resultado, el segundo paso de la prueba de Engle-Granger se aplicará a residuos estacionarios y, por lo tanto, tenderá a rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración, incluso cuando exista una relación de no cointegración.

La Proposición 1 establece este resultado de manera más formal al demostrar que, si se aplica la prueba de Engle-Granger a las primeras diferencias de dos variables no estacionarias y no cointegradas, la prueba rechazará la hipótesis nula de ausencia de cointegración con probabilidad uno en muestras suficientemente grandes.

**Proposición 1** Sean  $X_t$  y  $Y_t$  dos procesos  $I(1)$  no cointegrados tales que  $\Delta X_t$  y  $\Delta Y_t$  son conjuntamente débilmente estacionarios; ergódicos en segundos momentos; e independientes, con medias constantes  $\mu_x$  y  $\mu_y$ , varianzas constantes y positivas  $\sigma_x^2$  y  $\sigma_y^2$ , y momentos finitos hasta el cuarto orden. Entonces, cuando  $T \rightarrow \infty$ , la probabilidad de que la prueba de Bahar-Hausmann rechace falsamente la hipótesis nula de no cointegración converge a 1.

### Prueba.

Sea  $\beta = \frac{\text{cov}(\Delta Y_t, \Delta X_t)}{\text{var}(\Delta X_t)}$  la proyección lineal de  $\Delta Y_t$  sobre  $\Delta X_t$ . Sea  $\hat{\beta} = \frac{\sum_{t=1}^T (\Delta X_t - \overline{\Delta X_T})(\Delta Y_t - \overline{\Delta Y_T})}{\sum_{t=1}^T (\Delta X_t - \overline{\Delta X_T})^2}$  y  $\hat{\alpha} = \overline{\Delta Y} -$

$\hat{\beta} \overline{\Delta X}$  el estimador MCO del coeficiente y el intercepto, respectivamente, de la regresión de  $\Delta Y_t$  sobre  $\Delta X_t$  en una muestra de tamaño  $T$ . La ergodicidad y la existencia de momentos finitos de  $\Delta X_t$  y  $\Delta Y_t$

implican que  $\hat{\beta} \xrightarrow{P} \beta$  y  $\hat{\alpha} \xrightarrow{P} \alpha$  mientras que la independencia entre  $\Delta X_t$  y  $\Delta Y_t$  implica que  $\beta = 0$ .

Defínanse los residuos de esta regresión como  $e_t = \Delta Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} \Delta X_t$  y el correspondiente término

de error como  $\varepsilon_t = \Delta Y_t - \alpha - \beta \Delta X_t$ . Entonces,  $e_t = \varepsilon_t + r_t$ , donde  $r_t = d_\alpha + d_\beta \Delta X_t$ ,  $d_\alpha = \alpha -$

$\hat{\alpha}$  y  $d_\beta = \beta - \hat{\beta}$ . Obsérvese que  $E(e_t) = E(\varepsilon_t) + E(r_t) \rightarrow 0$  dado que  $E(\varepsilon_t) = 0$  y  $|E(r_t)| \leq$

$\sqrt{E(d_\alpha^2)} + \sqrt{E(d_\beta^2)} \sqrt{E[(\Delta X_t)^2]} \rightarrow 0$  por la consistencia en media cuadrática de los estimadores

MCO y la existencia de momentos finitos de  $\Delta(X_t)$ . Ahora, para cualquier rezago fijo  $k$ ,

$$\begin{aligned} \text{Cov}(e_t, e_{t-k}) &= \text{Cov}(\varepsilon_t + r_t, \varepsilon_{t-k} + r_{t-k}) \\ &= \text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) + \text{Cov}(\varepsilon_t, r_{t-k}) + \text{Cov}(r_t, \varepsilon_{t-k}) + \text{Cov}(r_t, r_{t-k}) \end{aligned}$$

$$\rightarrow \text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = \text{Cov}(\Delta Y_t, \Delta Y_{t-k}), \quad (6)$$

Dado que

$$|\text{Cov}(\varepsilon_t, r_t)| \leq \sqrt{\text{Var}(\varepsilon_t) \text{Var}(r_t)} \rightarrow 0 \quad (7)$$

y

$$|\text{Cov}(r_t, r_{t-k})| \leq \sqrt{\text{Var}(r_t) \text{Var}(r_{t-k})} \rightarrow 0 \quad (8)$$

dado que

$$\text{Var}(r_j) = E(r_j^2) = E(d_\alpha^2) + E(2d_\alpha d_\beta \mu_x) + E(d_\beta^2 \Delta X_j^2) \rightarrow 0 \quad (9)$$

Y puesto que  $d_\alpha \rightarrow 0$ ,  $d_\beta \rightarrow 0$ , y  $\Delta X$  tiene momentos de segundo orden finitos. En consecuencia,  $e_t$  tiene una media que converge a cero y una función de autocovarianza que converge a un límite independiente de  $t$ , haciendo a  $e_t$  asintóticamente débilmente estacionario. Sea  $\tilde{e}_t$  un proceso débilmente estacionario de media cero que es ergódico en segundos momentos y tal que  $\text{Cov}(\tilde{e}_t, \tilde{e}_{t-k}) = \text{Cov}(\Delta Y_t, \Delta Y_{t-k})$ , y sea  $\gamma_1 = \frac{\text{Cov}(\Delta \tilde{e}_t, \tilde{e}_{t-1})}{\text{Var}(\tilde{e}_{t-1})}$  el coeficiente de proyección lineal de  $\Delta \tilde{e}_t$  sobre  $\tilde{e}_{t-1}$ . Sea  $\hat{\gamma}_1$  el estimador MCO del coeficiente de la regresión:

$$\Delta e_t = \gamma_1 e_{t-1} + u_t, \quad (10)$$

con  $u_t$  siendo un término de perturbación de la regresión. Sea  $t^s$  el estadístico  $t$  asociado, que coincide con el estadístico de prueba de Bahar-Hausmann. Entonces:

$$BH_T = t^s = \frac{\hat{\gamma}_1}{\hat{\sigma}_{\hat{\gamma}_1}}, \quad (11)$$

donde

$$\hat{\sigma}_{\hat{\gamma}_1} = \left( \frac{\sum_{t=1}^T (\Delta e_t - \hat{\gamma}_1 e_{t-1})^2}{(T-1) \sum_{t=1}^T e_{t-1}^2} \right)^{\frac{1}{2}}. \quad (12)$$

Dado que  $\tilde{e}_t$  es débilmente estacionario,  $\gamma_1 = \frac{\text{Cov}(\Delta \tilde{e}_t, \tilde{e}_{t-1})}{\text{Var}(\tilde{e}_t)} - 1 = \rho(1) - 1$  — donde  $\rho(1)$  denota la autocorrelación de orden 1— la cual es independiente de  $t$ . Obsérvese que, si  $\rho(1) = 1$ , entonces la desigualdad de Cauchy-Schwarz se cumpliría como igualdad, lo que implicaría que  $\tilde{e}_t = \tilde{e}_{t-1}$  y  $\text{Var}(\Delta \tilde{e}_t) = 0$ . Sin embargo,  $\text{Var}(\Delta \tilde{e}_t) = \text{Var}(\Delta^2 Y_t) > 0$ , implicando que  $\rho(1) < 1$  y  $\gamma_1 < 0$ . Como  $\tilde{e}_t$  es débilmente estacionario y ergódico en segundos momentos, y  $e_t$  es asintóticamente equivalente a  $\tilde{e}_t$ , los momentos cruzados muestrales de  $e_t$  convergen a los de  $\tilde{e}_t$ , el estimador MCO es consistente,  $\hat{\gamma}_1 \rightarrow$

$\gamma_1 < 0$ ,  $\left( \frac{\sum_{t=1}^T (\Delta e_t - \hat{\gamma}_1 e_{t-1})^2}{T-1} \right)^{\frac{1}{2}} \rightarrow \sigma > 0$ , y dado que  $\sum_{t=1}^T e_{t-1}^2 = O(T)$ ,  $\hat{\sigma}_{\hat{\gamma}_1} \rightarrow 0$ . Por lo cual,  $BH_T \rightarrow -\infty$ .

Sin embargo, sabemos que el valor crítico del estadístico de Engle-Granger  $Z_t$  converge a un valor finito<sup>6</sup>. En consecuencia,  $P(BH_T < Z_t) \rightarrow 1$ .

La Proposición 1 establece, por tanto, que la probabilidad de rechazar la hipótesis nula de no cointegración utilizando el enfoque de Bahar-Hausmann —esto es, aplicando incorrectamente

<sup>6</sup> Phillips y Ouliaris (1990, Teorema 4.2); MacKinnon (2010, Tabla 1).

la prueba de Engle-Granger a primeras diferencias— converge a uno incluso cuando las series no están cointegradas.

## 2.2 Simulaciones de Monte Carlo.

La sección anterior trató las propiedades asintóticas del enfoque de Bahar-Hausmann en muestras grandes. Esto deja abierta la pregunta sobre cuáles son las propiedades de su prueba en muestras pequeñas, como la que ellos utilizan  $N = 48$ .

Para evaluar las propiedades en muestras pequeñas de su enfoque, realizamos simulaciones de Monte Carlo bajo una especificación simple en la que  $x_t$  y  $y_t$  son ambos procesos con raíz unitaria independientes y no cointegrados. En particular,

$$x_t = x_{t-1} + u_{1t} \quad \text{y} \quad y_t = y_{t-1} + u_{2t},$$

donde  $u_{1t}, u_{2t} \sim \mathcal{N}(0,1)$  y  $\text{Cov}(u_{1t}, u_{2t}) = 0$ .

Luego, aplicamos la prueba de Engle-Granger tanto en niveles como en primeras diferencias a lo largo de 1.000 replicaciones de estas series con  $N = 48$ . Los resultados se resumen en la **Tabla 1** y la **Figura 1**. Como era de esperarse, cuando la prueba se ejecuta sobre los niveles, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración utilizando el valor crítico de MacKinnon al 5 % en el 5,3 % de las simulaciones, y se obtiene un estadístico  $t$  promedio de  $-2,078$ . Esto ilustra el resultado bien conocido de que los estadísticos  $t$  aplicados a la ecuación (2) tienden a situarse, en valor absoluto, por encima de los valores críticos de una distribución  $t$  estándar, pero por debajo de los valores críticos de MacKinnon utilizados en el procedimiento de Engle-Granger.

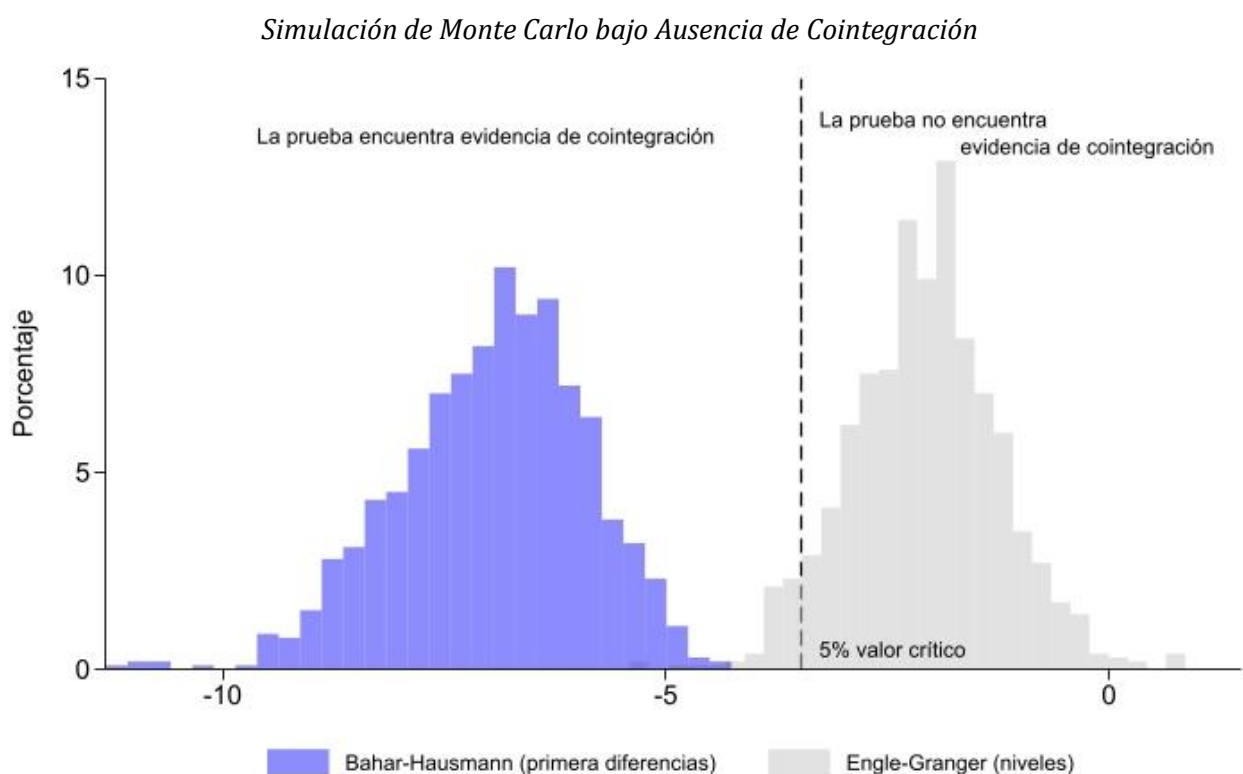
Sin embargo, la segunda columna de la Tabla 1 muestra que, si se utiliza el enfoque mal especificado de Bahar-Hausmann —esto es, aplicar la prueba de Engle-Granger a las primeras diferencias—, el estadístico  $t$  promedio cae a  $-6,956$ , con un valor absoluto muy superior al valor crítico de MacKinnon al 5 % para Engle-Granger, que es  $-3,469$ . Como consecuencia, la prueba de Bahar-Hausmann rechaza la hipótesis nula de no cointegración —a pesar de que las series no están cointegradas— en las 1.000 replicaciones, lo que implica una tasa de falsos positivos del 100 por ciento.

Tabla 1: Resultados de la Simulación de Monte Carlo en Ausencia de Cointegración

|                       | Niveles (sin diferenciar) | Primeras diferencias |
|-----------------------|---------------------------|----------------------|
| Estadístico de prueba | -2,078                    | -6,956               |
|                       | (0,843)                   | (1,055)              |
| Tasa de rechazo       | 5,3%                      | 100,0%               |

*Notas:* La tabla muestra los estadísticos de prueba promedio y los errores estándar (entre paréntesis) obtenidos a partir de 1.000 simulaciones, con la prueba bietápica de Engle-Granger aplicada a dos variables, ambas modeladas como procesos independientes con raíz unitaria y no cointegradas.

Figure 1: Distribución de los Estadísticos de la Prueba de Engle-Granger Utilizando Datos en Niveles Frente a Datos en Primeras Diferencias



*Nota:* Las series se construyen como caminatas aleatorias no cointegradas con residuos de ruido blanco. La expresión “la prueba encuentra (no encuentra) evidencia de cointegración” se refiere a que la prueba de Engle-Granger rechaza (no rechaza) la hipótesis nula de ausencia de cointegración

### 3 Resultados Empíricos

Bahar y Hausmann aplican una prueba de cointegración de Engle-Granger a las primeras diferencias de los encuentros de nacionales venezolanos en la frontera suroeste de Estados Unidos y de los ingresos petroleros de Venezuela (estimados como el producto del precio del

petróleo por la producción del país), y reportan un estadístico de prueba de  $-7,923$ , con un valor absoluto muy superior al valor crítico de MacKinnon al 1 % ( $-4,145$ ).<sup>7</sup>

Con base en su afirmación de haber encontrado cointegración, proceden a estimar dos especificaciones. La primera es una especificación logarítmica con efectos fijos mensuales y anuales

$$\log \text{crossings}_{my} = \beta_1 \log \text{oil}_{my} + \eta_m + \gamma_y + \varepsilon_{my}, \quad (13)$$

donde *crossings* se refiere a las aprehensiones de nacionales venezolanos en la frontera sur de Estados Unidos, *oil* corresponde a la medida de ingresos petroleros, y *m* y *y* son, respectivamente, efectos fijos mensuales y anuales, mientras que los subíndices *m* y *y* se refieren al mes y el año de los datos. La segunda especificación es un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL, por sus siglas en inglés) dado por:

$$\Delta_y \log \text{crossings}_{my} = \beta_0 + \beta_y \Delta_y \log \text{oil}_{my} + \beta_1 \Delta_y \log \text{crossings}_{my-1} + \beta_2 \Delta_y \log \text{oil}_{my-1} + \beta_3 ECT_{my-1} + \varepsilon_{my}, \quad (14)$$

donde  $\Delta_y$  denota la diferencia año-a-año de una variable,

$$\Delta_y x_t = x_t - x_{t-12}; \quad (15)$$

es decir, la diferencia entre su nivel en el momento *t* y su nivel en el mismo mes del año anterior,  $t - 12$ .

Existen, por tanto, dos fuentes de mala especificación en la aplicación de la prueba de Engle-Granger por parte de Bahar y Hausmann. La primera, ya discutida en la sección anterior, se refiere a la aplicación inapropiada de la prueba a primeras diferencias en lugar de niveles. La segunda tiene que ver con la inconsistencia de contrastar la cointegración utilizando las variables sin transformar y, posteriormente, estimar especificaciones empíricas que presuponen cointegración en los logaritmos de dichas variables. La razón es que la cointegración entre un conjunto de variables no garantiza, ni implica, la cointegración entre las transformaciones logarítmicas de ese mismo conjunto de variables.

---

<sup>7</sup> Bahar y Hausmann reportan en realidad el estadístico de la prueba como  $-7,903$ . Sin embargo, esto parece ser un error tipográfico, ya que su propio código de replicación verifica que el estadístico de la prueba es  $-7,923$ .

Esta contradicción es particularmente relevante en el caso de la ecuación (14). Dicha ecuación controla por un término de corrección del error,  $ECT_{my-1}$ , que representa la serie de residuos rezagados de una regresión MCO en logaritmos. Sin embargo, Bahar y Hausmann no han afirmado haber encontrado cointegración en logaritmos; su afirmación es haber encontrado cointegración en las series sin transformar. La validez de  $ECT_{my-1}$  como regresor depende de la existencia de una regresión cointegrante en logaritmos, no en los valores sin transformar.

La ecuación (13) también resulta problemática porque revela una inconsistencia interna en la estrategia de estimación de Bahar y Hausmann. Si existe una relación de cointegración entre  $\log(\text{crossings})$  y  $\log(\text{oil})$ , entonces dicha relación se estima de manera superconsistente mediante MCO.<sup>8</sup> En ese caso, existe poca justificación para estimar la ecuación (13), ya que la relación de largo plazo entre las variables estaría dada por el estimador MCO obtenido en la primera etapa de la prueba de Engle-Granger, o podría estimarse mediante métodos más eficientes, como se discute más adelante. Alternativamente, si la razón para estimar la ecuación (13) es la creencia de que la relación cointegrante está afectada por estacionalidad o por quiebres estructurales, entonces estos factores deberían ser incorporados explícitamente en las pruebas de cointegración.<sup>9</sup>

Además, incluso si se aceptara interpretar la ecuación (13) como una relación de cointegración, se sabe que los errores estándar de dicha relación están inconsistentemente estimados mediante MCO, lo que invalida cualquier prueba de hipótesis realizada por Bahar y Hausmann utilizando errores estándar MCO. La práctica comúnmente aceptada para realizar inferencia estadística en estos casos es emplear otros métodos de estimación —como MCO dinámico (DOLS, por sus siglas en inglés) o MCO totalmente modificado (FM-OLS, por sus siglas en inglés)— que permiten corregir estos sesgos.<sup>10</sup>

---

<sup>8</sup> Hamilton (1994, p. 587).

<sup>9</sup> Para que exista una relación de cointegración de largo plazo entre  $y_t$ ,  $x_t$ , y un conjunto de variables *dummies* estacionales  $D_{m,t}$ , donde  $m = 1, \dots, M$ , deben existir constantes  $\alpha$ ,  $\beta$ , y  $\delta_m$  tales que el residuo  $\varepsilon_t = y_t - \alpha - \beta x_t - \sum_{m=1}^M \delta_m D_{m,t}$  sea estacionario. Sin embargo, para que exista una relación de cointegración únicamente entre  $y_t$  y  $x_t$ , debe darse el caso en que  $n_t = y_t - \alpha_1 - \beta_1 x_t = \varepsilon_t + (\alpha - \alpha_1) + (\beta - \beta_1)x_t + \sum_{m=1}^M \delta_m D_{m,t}$  sea estacionario. Dado que  $x_t$  es  $I(1)$ , esto requiere que  $\beta = \beta_1$  y  $\delta_m = 0 \forall m$ , lo cual niega la suposición de estacionalidad. De ello se desprende que, si existen efectos estacionales distintos de cero, no existe una relación de cointegración entre  $y_t$  y  $x_t$  por sí solos.

<sup>10</sup> Phillips y Hansen (1990); Stock y Watson (1993).

De manera notable, el estimador MCO del vector de cointegración implementado por Bahar y Hausmann —esto es, utilizando primeras diferencias de las series sin transformar— arroja un coeficiente negativo, en contradicción con su afirmación central de que los ingresos petroleros no están negativamente relacionados con los flujos migratorios (véase la Tabla A.1 del Apéndice). La **Tabla 2** presenta los resultados de aplicar la prueba de cointegración de Engle-Granger a los logaritmos no diferenciados de los encuentros fronterizos y de las medidas de ingresos petroleros. La tabla reporta resultados para tres medidas distintas de ingresos petroleros utilizadas por Bahar y Hausmann (ingresos petroleros, precios del petróleo y producción petrolera), así como para tres variantes de la prueba de Engle-Granger: la prueba básica, una prueba Engle-Granger aumentada que controla por 12 rezagos mensuales, y una prueba Engle-Granger aumentada que controla por 12 rezagos mensuales y una tendencia. Ninguno de los nueve estadísticos de prueba asociados a estas especificaciones rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración.

Tabla 2: Pruebas de Engle-Granger para cointegración, transformación logarítmica

|   |  | Log ingreso | Log precio | Log producción |
|---|--|-------------|------------|----------------|
| Engle-Granger                               | Estadístico de prueba                    | -2.72       | -2.40      | -2.71          |
|   | Número de observaciones                  | 47          | 47         | 47             |
|   | Estadístico de ruido blanco de Bartlett. | 1.18        | 1.35*      | 0.75           |
| Aug. Engle-Granger (12 rezagos)             | Estadístico de prueba.                   | -1.83       | -0.92      | -1.46          |
|   | Número de observaciones.                 | 35          | 35         | 35             |
|   | Estadístico de ruido blanco de Bartlett. | 0.41        | 0.58       | 0.39           |
| Aug. Engle-Granger (12 rezagos + tendencia) | Estadístico de prueba.                   | -2.19       | -2.32      | -1.63          |
|   | Número de observaciones.                 | 35          | 35         | 35             |
|   | Estadístico de ruido blanco de Bartlett. | 0.37        | 0.36       | 0.40           |

*Notas:* La tabla presenta los estadísticos de la prueba de Engle-Granger bajo especificaciones alternativas y distintas elecciones de la variable dependiente. Todas las series se encuentran en logaritmos. Los estadísticos de ruido blanco de Bartlett se incluyen como diagnóstico de autocorrelación de los residuos. Los asteriscos indican significancia estadística a los niveles convencionales. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%

Presentamos varias pruebas adicionales de robustez en las Tablas A.2–A.4 del Apéndice. En particular, reportamos resultados de pruebas de Engle-Granger y Engle-Granger aumentadas utilizando los valores sin transformar de las variables. La mayoría de estas especificaciones tampoco encuentra evidencia de cointegración. Asimismo, incluimos pruebas diagnósticas de Dickey-Fuller y Dickey-Fuller Aumentado (ADF, por sus siglas en inglés), que comúnmente se

aplican antes de implementar pruebas de cointegración. Si bien es práctica estándar utilizar estas pruebas para verificar si las variables son no estacionarias antes de aplicar pruebas de cointegración, Bahar y Hausmann no presentan ningún resultado de pruebas de no estacionariedad. Tanto para las especificaciones en logaritmos como en niveles, encontramos evidencia inconclusa de no estacionariedad.<sup>11</sup>

En resumen, la prueba de cointegración que corresponde a la especificación empírica de Bahar y Hausmann debió haberse realizado sobre los logaritmos no diferenciados, y no sobre las primeras diferencias de las series sin transformar que ellos utilizaron. Una vez que se aplica la prueba consistente con su especificación empírica, la evidencia de cointegración desaparece. Esto invalida ambos ejercicios de estimación y sugiere que cualquier resultado obtenido podría ser producto de mala especificación, dando lugar a asociaciones espurias entre series temporales sujetas a tendencias estocásticas.

## 4 Conclusiones

Este trabajo de investigación ha sostenido que la afirmación de Bahar y Hausmann<sup>12</sup> —según la cual las sanciones a la industria petrolera venezolana no constituyen un factor explicativo de los flujos migratorios hacia Estados Unidos— no encuentra respaldo en sus propios datos. Hemos demostrado que sus resultados se basan en el uso de una prueba no estándar y mal especificada para evaluar la existencia de una relación de cointegración de largo plazo entre la migración venezolana hacia Estados Unidos y los ingresos petroleros de Venezuela. Una vez corregido este error, la evidencia de cointegración desaparece, lo que invalida su enfoque empírico .

Hemos establecido que, cuando la prueba de Bahar-Hausmann se aplica a series independientes débilmente estacionarias, la probabilidad de que encuentre evidencia de cointegración el 100 % de las veces, incluso cuando tal relación no existe, converge a uno a medida que aumenta el tamaño de la muestra. Asimismo, presentamos simulaciones de Monte Carlo sobre series temporales de la misma longitud que las utilizadas por Bahar y Hausmann, las cuales arrojan una tasa de falsos positivos del 100 % para dos procesos con raíz unitaria independientes y no cointegrados. Estos resultados implican que el enfoque de Bahar-Hausmann garantiza

---

<sup>11</sup> No obstante, véase Reed y Smith (2017), quienes señalan que las pruebas estándar de raíz unitaria pueden sobre-rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en presencia de cointegración.

<sup>12</sup> Bahar y Hausmann (2025a).

encontrar evidencia de cointegración aun cuando dicha relación no existe. También mostramos que, cuando se ejecutan pruebas de cointegración sobre los niveles en logaritmos —la única formulación consistente con las especificaciones empíricas adoptadas en sus regresiones de series temporales—, no se encuentra evidencia de cointegración. Esto vuelve su enfoque empírico, incluidas tanto las regresiones en niveles como las especificaciones ARDL, intrínsecamente mal especificado y, por ende, no informativo sobre la verdadera naturaleza de la relación.

Estos resultados no son sorprendentes. Como se discute con mayor detalle en Rodríguez, Rosnick y Bravo,<sup>13</sup> existen razones para ser escépticos respecto al uso de datos sobre encuentros fronterizos de nacionales venezolanos en Estados Unidos para evaluar hipótesis sobre los efectos de las sanciones en los flujos migratorios. Una proporción significativa de los venezolanos que hoy intentan ingresar a Estados Unidos ha pasado varios años viviendo fuera de Venezuela, a menudo en países como Colombia, Perú o México. No resulta claro por qué sus decisiones de migrar a Estados Unidos estarían influenciadas por fluctuaciones en los recursos bajo el control del gobierno de Nicolás Maduro. Como también mostramos allí, cualquier correlación residual entre migración y precios del petróleo se explica por el hecho de que los precios del petróleo estuvieron fuertemente correlacionados con las condiciones económicas en Estados Unidos durante un período que incluye la pandemia de COVID-19. Resulta llamativo que Bahar<sup>14</sup> sostenga que las condiciones del mercado laboral estadounidense son un determinante clave de los cruces fronterizos, y sin embargo Bahar y Hausmann no hacen ningún esfuerzo por controlar este efecto.

Además, evaluar directamente el impacto de los ingresos petroleros sobre los flujos migratorios no logra capturar la dinámica económica más amplia que probablemente influye en las decisiones de migración. Desde 2012, Venezuela ha experimentado el mayor colapso económico documentado fuera de un contexto de guerra, y el aumento dramático de la emigración durante este período sugiere que el deterioro de las condiciones económicas ha sido un factor central. En este contexto, parece más razonable evaluar primero el impacto de las sanciones económicas sobre el desempeño económico de Venezuela y, de manera separada, analizar cómo el deterioro de los niveles de vida ha afectado las decisiones migratorias.<sup>15</sup>

---

<sup>13</sup> Rodríguez et al. (2025).

<sup>14</sup> Bahar (2025).

<sup>15</sup> Ver Rodríguez (2024) para un ejemplo de este enfoque.

Bahar y Hausmann han propuesto una hipótesis interesante: que las expectativas de un cambio de régimen pueden ser en sí mismas un factor importante que impulsa la migración. Esta idea no es necesariamente inconsistente con la visión de que la caída de los ingresos —en parte como resultado de las sanciones— ha contribuido al aumento de la emigración. La posibilidad de que las decisiones migratorias estén moldeadas por las expectativas de los potenciales migrantes sobre condiciones económicas y políticas futuras resulta intrínsecamente plausible.

Sin duda, se requiere más trabajo empírico para comprender mejor en qué medida los factores económicos y no económicos han contribuido a las decisiones de emigración de los venezolanos, así como para aclarar cómo las condiciones pasadas y actuales —junto con las expectativas de cambio— influyen en dichas decisiones. Si bien consideramos que el trabajo empírico de Bahar y Hausmann no ha logrado ofrecer respuestas informativas a estas cuestiones, creemos que las preguntas que han planteado son altamente relevantes y merecen una investigación empírica más profunda.

## 5 Tablas del Apéndice

Table A.1: Implementación de Bahar-Hausmann de la Prueba de Engle-Granger

| Primera etapa: La variable dependiente es $\Delta$ Encuentros |                       |                |         |
|---|-----------------------|----------------|---------|
|   | Coefficiente          | Error Estándar | P-valor |
| $\Delta$ Ingreso Petrolero                                    | -1,790                | 10,901         | 0,87    |
| Segunda etapa: la variable dependiente es $\Delta$ Encuentros |                       |                |         |
| Z(t)  | Estadístico de prueba | 1% critico     | valor   |
|   | -7,923                | -4,145         |         |

*Notas: Prueba de Engle-Granger de dos etapas aplicada a variables de primeras diferencias. El estadístico de la prueba de segunda etapa corresponde a la prueba de Dickey-Fuller aumentada sobre los residuos de la regresión de primera etapa.*

Table A.2: Pruebas de Engle-Granger para Cointegración, Series No Transformadas

|   |  | Ingreso | Precio | Producción |
|---|--|---------|--------|------------|
| Engle-Granger                               | Estadístico de prueba                    | -3,54** | -3,34* | -3,69**    |
|   | Número de observaciones                  | 47      | 47     | 47         |
|   | Estadístico de ruido blanco de Bartlett. | 0,76    | 0,75*  | 0,73       |
| Aug. Engle-Granger (12 rezagos)             | Estadístico de prueba                    | -1,59   | -1,40  | -1,51      |
|   | Número de observaciones                  | 35      | 35     | 35         |
|   | Estadístico de ruido blanco de Bartlett. | 0,35    | 0,33   | 0,25       |
| Aug. Engle-Granger (12 rezagos + tendencia) | Estadístico de prueba                    | -1,90   | -1,95  | -1,90      |
|   | Número de observaciones                  | 35      | 35     | 35         |
|   | Estadístico de ruido blanco de Bartlett. | 0,28    | 0,30   | 0,25       |

*Notas: La tabla muestra los estadísticos de la prueba de Engle-Granger bajo especificaciones alternativas y la elección de variables dependientes. Todas las series están sin transformar. Se incluyen estadísticos de ruido blanco de Bartlett para el diagnóstico de autocorrelación residual. Los asteriscos indican significancia en \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.*

Tabla A.3: Pruebas de Dickey-Fuller y Dickey-Fuller Aumentada, Transformación Logarítmica

|                  |                         | Log encuentros | Log ingreso | Log precio | Log producción |
|------------------|-------------------------|----------------|-------------|------------|----------------|
| Dickey-Fuller    | Estadístico de prueba   | -3,14**        | -4,36***    | -3,51**    | -2,85*         |
|                  | Número de observaciones | 47             | 47          | 47         | 47             |
| ADF (12 rezagos) | Estadístico de prueba   | -1,72          | -2,80*      | -1,86      | -0,85          |
|                  | Número de observaciones | 35             | 35          | 35         | 35             |

|                                |                         |       |       |       |         |
|--------------------------------|-------------------------|-------|-------|-------|---------|
| ADF con tendencia (12 rezagos) | Estadístico de prueba   | -2,12 | -2,73 | -2,06 | -3,86** |
|                                | Número de observaciones | 35    | 35    | 35    | 35      |

Notas: Las estadísticas de prueba se basan en las pruebas Dickey-Fuller y Dickey-Fuller aumentada (ADF) aplicadas a series logarítmicas. Los asteriscos indican significancia en \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

Table A.4 Pruebas de Dickey-Fuller y Dickey-Fuller Aumentada, Series No Transformadas

|                                |                         | Encuentros | Ingreso | Precio | Producción |
|--------------------------------|-------------------------|------------|---------|--------|------------|
| Dickey-Fuller                  | Estadístico de prueba   | -3,26**    | -2,50   | -2,62* | -1,93      |
|                                | Número de observaciones | 47         | 47      | 47     | 47         |
| ADF (12 rezagos)               | Estadístico de prueba   | -1,36      | -2,83*  | -1,89  | -0,69      |
|                                | Número de observaciones | 35         | 35      | 35     | 35         |
| ADF con tendencia (12 rezagos) | Estadístico de prueba   | -2,23      | -2,60   | -1,97  | -3,14      |
|                                | Número de observaciones | 35         | 35      | 35     | 35         |

Notas: Los estadísticos de prueba corresponden a pruebas de Dickey-Fuller y Dickey-Fuller aumentadas (ADF) aplicadas a datos en niveles (sin logaritmos). Los asteriscos indican significancia estadística en los niveles convencionales \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

## Referencias

Bahar, Dany. 2025. "Not a Border Crisis, But a Labor Market Crisis: The Often Overlooked 'Pull' Factor of U.S. Border Crossings." *Journal of Policy Analysis and Management* 44, no. 2: 674–680. <https://doi.org/10.1002/pam.22665>

Bahar, Dany, and Ricardo Hausmann. 2025a. "Sanctions on Venezuela Are Not Driving Migration to the US Southwest Border: An Empirical Assessment." CGD Note 382. Center for Global Development, marzo. <https://web.archive.org/web/20250408221646/https://www.cgdev.org/publication/sanctions-venezuela-not-driving-migration-southwest-border-empirical-assessment>

Bahar, Dany, and Ricardo Hausmann. 2025b. "Sanctions on Venezuela Are Not Driving Migration to the US Southwest Border: An Empirical Assessment." CGD Note 382. Center for Global Development, abril. <https://www.cgdev.org/sites/default/files/sanctions-venezuela-not-driving-migration-southwest-border.pdf>

- . 2025c. “Stopping Venezuela’s Exodus Hinges on Restoring Hope.” *Americas Quarterly* (marzo 24). <https://www.americasquarterly.org/article/stopping-venezuelas-exodus-hinges-on-restoring-hope>
- Engle, Robert F., and C. W. J. Granger. 1987. “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.” *Econometrica* 55, no. 2: 251–276. <http://www.jstor.org/stable/1913236>
- Hamilton, James D. 1994. *Time Series Analysis*. Princeton University Press. <https://press.princeton.edu/books/hardcover/9780691042893/time-series-analysis>
- MacKinnon, James G. 2010. “Critical Values for Cointegration Tests.” Working Paper 1227. Economics Department, Queen’s University. <https://ideas.repec.org/p/qed/wpaper/1227.html>
- Phillips, P. C. B., and S. Ouliaris. 1990. “Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration.” *Econometrica* 58, no. 1: 165–193. <https://doi.org/10.2307/2938339>
- Phillips, Peter C. B., and Bruce E. Hansen. 1990. “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes.” *The Review of Economic Studies* 57, no. 1 (enero): 99–125. <https://doi.org/10.2307/2297545>
- Reed, W. Robert, and Aaron Smith. 2017. “A Time Series Paradox: Unit Root Tests Perform Poorly When Data Are Cointegrated.” *Economics Letters* 151 (febrero):71–74. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.12.005>
- Rodríguez, Francisco. 2024. “Sanctions and Venezuelan Migration.” SSRN Working Paper, December 26. <https://ssrn.com/abstract=5072710>
- Rodríguez, Francisco, David Rosnick, and Giancarlo Bravo. 2025. “Did Sanctions Relief Drive Venezuelan Migration to the US?” Center for Economic and Policy Research, April 9. <https://cepr.net/publications/did-sanctions-relief-drive-venezuelan-migration-to-the-us/>
- Stock, James H., and Mark W. Watson. 1993. “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems.” *Econometrica* 61, no. 4: 783–820. <http://www.jstor.org/stable/2951763>

Vera, Leonardo (@LeonardoVera60). 2025. "Hacer una prueba de cointegración de Engel y Granger con las variables en primera diferencia no tiene sentido. Desde ahí no es posible inferir que las variables están cointegradas." X (Twitter), abril 16.  
<https://x.com/LeonardoVera60/status/1912486958036566147>