



# DOCUMENTO METODOLÓGICO

Agosto de 2025

## MODELOS AUTOREGRESIVOS DE REZAGOS DISTRIBUIDOS APLICADOS AL INDICE COMPUESTO COINCIDENTE DE SANTA FE Y SUS SERIES COMPONENTES

### Conceptualización general del modelo

Los modelos autorregresivos de rezagos distribuidos (ARDL, por su sigla en inglés: *Autoregressive Distributed Lag*) constituyen una herramienta econométrica robusta para el análisis de relaciones entre series de tiempo.

En términos dinámicos, modelan en simultáneo las interacciones de corto plazo —consideradas como respuestas transitorias a variaciones en las variables explicativas— y las relaciones de largo plazo, que reflejan equilibrios estructurales entre las variables del sistema.

Adicionalmente, cuando se verifican relaciones de cointegración, el modelo general puede reformularse en una representación llamada modelo de corrección de errores (ECM, por su sigla en inglés: *Error Correction Model*), permitiendo así capturar el proceso de ajuste hacia el equilibrio de largo plazo tras una perturbación (*shock*, en inglés).

### Especificaciones particulares

Desde una perspectiva técnica, los modelos ARDL combinan un componente autorregresivo —es decir, incluyen rezagos de la variable dependiente— con un componente de rezagos distribuidos que incorpora rezagos de un conjunto de variables explicativas. En sus primeras aplicaciones, la práctica habitual consistía en modelar series desestacionalizadas mediante modelos de rezagos distribuidos estacionarios, como los propuestos por Koyck (1954) y Almon (1965).

Más recientemente, Pesaran y Shin (1998) propusieron un enfoque que permite incorporar al modelo series no estacionarias, bajo el supuesto de una relación lineal de largo plazo entre las variables. Posteriormente, Pesaran *et al.* (2001) desarrollaron una generalización mediante una prueba de cointegración basada en el enfoque de límites (conocido como *bounds testing*, en inglés), que admite la presencia de variables con órdenes de integración mixtos, siempre que ninguno supere el orden uno.

Vale mencionar que en las últimas dos décadas se han estado desarrollando nuevas variaciones del modelo ARDL no estacionario para relaciones de largo plazo, dando lugar a los ARDL no lineales (NARDL, por su sigla en inglés: *Nonlinear Autoregressive Distributed Lag*) que se ajustan más adecuadamente a ciertos casos particulares. Al respecto se pueden revisar Shin *et al.* (2014) y Cho, Greenwood-Nimmo, and Shin (2019, 2020).



## Forma general del modelo ARDL con datos no estacionarios

La versión del modelo que proponen Pesaran, Shin y Smith en 2001 se corresponde con la siguiente formulación:

$$y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^p b_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} b_{j,i} x_{j,t-i} + \varepsilon_t$$

Donde:  $y_t$  es la variable dependiente;  $c_0$  es la constante;  $c_1 t$  es un término opcional para la tendencia;  $\sum_{i=1}^p b_i y_{t-i}$  capta autorregresivos con rezagos de la propia variable dependiente;  $\sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} b_{j,i} x_{j,t-i}$  capta los rezagos distribuidos con  $k$  variables explicativas,  $q_j$  es el número de rezagos para cada  $x_j$ , y  $b_{j,i}$  son coeficientes que capturan el impacto rezagado de cada variable explicativa;  $\varepsilon_t$  es el término de error no captado por el modelo.

Por su parte, el presente documento se apoya en una librería de R que también recoge la propuesta de Pesaran *et al.* (2001): “ARDL: ARDL, ECM and Bounds-Test for Cointegration”. Se utiliza en su versión 0.2.4, creada por Kleanthis Natsiopoulou y Nickolaos Tzeremes, y divulgada originalmente en 2023.

## Representación del modelo ARDL en un modelo de corrección de errores restringido

Además de la formulación general, el paquete permite representar un ARDL expresado como un modelo de corrección de errores restringido (RECM, por su sigla en inglés: *Restricted Error Correction Model*), denominado así porque impone una estructura específica sobre la relación entre las variables: los desvíos respecto del equilibrio de largo plazo tienden a corregirse parcialmente en el corto plazo. Al mismo tiempo, se lo considera “condicional” porque modela la variable dependiente en función de su propio rezago, de los rezagos de las variables explicativas y del término de error asociado a ese equilibrio. Dicho equilibrio está ligado con una relación de cointegración, que se asume existente.

ARDL en su forma general:  $y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^p b_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} b_{j,i} x_{j,t-i} + \varepsilon_t$

RECM del ARDL base<sup>1</sup>:  $\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{y,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{l=1}^{q_j-1} \psi_{j,l} \Delta x_{j,t-l} + \sum_{j=1}^k \omega_j \Delta x_{j,t} + \pi_y ECT_t + \varepsilon_t$

Condiciones:  $\psi_{j,l} = 0 \vee q_j = 1, \quad \psi_{j,1} = \omega_j = 0 \vee q_j = 0$

Donde:  $\Delta y_t$  es el cambio (primera diferencia) de la variable dependiente;  $c_0$  es la constante;  $c_1 t$  es un término opcional para la tendencia;  $\sum_{i=1}^{p-1} \psi_{y,i} \Delta y_{t-i}$  son los rezagos de la primera diferencia de  $y_t$ . Con lo cual se capta el efecto dinámico de corto plazo de la propia variable dependiente;  $\sum_{j=1}^k \sum_{l=1}^{q_j-1} \psi_{j,l} \Delta x_{j,t-l}$  captura el efecto de corto plazo de los rezagos de cada variable explicativa sobre  $\Delta y_t$ ;  $\sum_{j=1}^k \omega_j \Delta x_{j,t}$  refleja el impacto inmediato (contemporáneo) de cada variable explicativa;  $\pi_y ECT_t$  representa la desviación de la relación de largo plazo entre  $y_t$

<sup>1</sup> Adicionalmente, la librería permite calcular el RECM en 5 variantes (casos). En este documento se trabaja con el caso 2, a saber, “constante restringida y sin tendencia”; lo que implica asumir que:

$$c_0 = c_1 = 0 \text{ y } ECT = y_{t-1} - \left( \mu + \sum_{j=1}^k \theta_j x_{j,t-1} \right)$$

y los  $x_{j,t}$ , donde  $\pi_y$  es el coeficiente de ajuste y debe ser tanto negativo como significativo si existe cointegración. Este término fuerza a  $\Delta y_t$  a corregir parcialmente los desvíos del equilibrio de largo plazo.

El paquete también permite una representación más amplia llamada de corrección de errores no restringidos (UECM, por su sigla en inglés: *Unrestricted Error Correction Model*). La misma resulta útil para verificar cointegración sin requerir que las variables sean I(1) puras, y sin construir explícitamente el término de corrección de error (TCE). En este sentido, el RECM condicional es más estructurado y parsimonioso: y modela explícitamente cómo se ajusta la variable dependiente frente a los desequilibrios.

### **Series consideradas en el documento**

Se calculan modelos que utilizan el ICA-FE como variable dependiente (Y) y, individualmente, las 8 series que internaliza el índice coincidente como variables independientes (X1 a X8):

Y --> ICA-SFE: Índice Compuesto Coincidente de Actividad Económica de la provincia de Santa Fe | UM: Índice base 1994 = 100

X1 --> Puestos de trabajo registrados en la provincia | UM: Miles de asalariados

X2 --> Expectativas empresarias para incrementar el personal | UM: Índice base 2009 = 100

X3 --> Masa de remuneraciones reales percibida por los asalariados | UM: Millones de pesos de 1993

X4 --> Índice de producción industrial | UM: Índice base 2008 = 100

X5 --> Ventas reales de supermercados | UM: Millones de pesos de 1993

X6 --> Consumo de cemento Pórtland | UM: Miles de toneladas

X7 --> Patentamiento de vehículos nuevos | UM: Miles de vehículos

X8 --> Recaudación tributaria de la provincia y coparticipación | UM: Millones de pesos de 1993

### **Estacionariedad de las series consideradas**

Antes de estimar los modelos ARDL, se verifica que todas las variables incluidas sean no estacionarias en niveles, es decir, que presenten una raíz unitaria. Al mismo tiempo se busca que, al aplicarles una primera diferencia, se vuelvan estacionarias. En otras palabras, que se trate de variables integradas de orden uno.

Esta comprobación se realiza mediante la prueba de Phillips-Perron (PP), la cual está diseñada para detectar la presencia de raíces unitarias. Los resultados obtenidos confirman que tanto el ICA-SFE como sus componentes cumplen con las condiciones requeridas: son no estacionarios en niveles y se tornan estacionarios al diferenciarse una vez (Ver [Anexo 1](#)).

## **MODELOS ARDL Y RECM REGRESANDO EL ICA-SFE POR CADA VARIABLE INDEPENDIENTE EN FORMA INDIVIDUAL**

### **Selección del orden de los rezagos para cada variable**

Dado que todas las variables se encuentran expresadas en distintas unidades de medida y que presentan amplitudes distintas, se decide trabajar con los logaritmos naturales de cada serie. Además de homogeneizar la varianza, esto facilita la interpretación de los resultados, por cuanto implica considerar la elasticidad de la variable dependiente (ICA-SFE en este ejercicio), frente a cambios porcentuales en referencia a cada variable explicativa (componentes del ICA-SFE en este ejercicio).

Para considerar el orden de los rezagos de cada variable se pueden utilizar criterios de información de Akaike (AIC, por sus siglas en inglés: *Akaike Information Criterion*) y Bayesiano (BIC, por sus siglas en inglés: *Bayesian Information Criterion*). Este proceso de selección va en línea con la propuesta de Furthermore *et al.* (1998). El ejercicio se realiza permitiendo un orden máximo de 12 meses en cada variable, respetando un término de 1 año, análogo a utilizar 4 trimestres con series trimestrales.

### 1. Modelo ARDL para Y (ICA-SFE) y X1 (Puestos de trabajo registrados en la provincia)

- Mejor combinación según criterios de información AIC y BIC (orden de rezagos para cada variable)

Y	X1	AIC
2	2	-3185.24
Y	X1	BIC
2	2	-3157.77

- Modelo ARDL (2,2) con constante

	Coefficiente	Desvío estándar	t-valor	Pr(> t )
Constante	-0.0086	0.0055	-1.5770	0.1160
L(Y, 1)	1.8019	0.0324	55.5420	< 2e-16 ***
L(Y, 2)	-0.8170	0.0323	-25.3120	< 2e-16 ***
X1	0.4894	0.0410	11.9440	< 2e-16 ***
L(X1, 1)	-0.8023	0.0625	-12.8460	< 2e-16 ***
L(X1, 2)	0.3260	0.0444	7.3360	0.0000 ***

Referencia: L1 = un rezago, L2 = 2 rezagos

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.9998

**Efecto contemporáneo de X1 en Y: 0,489** representa la elasticidad contemporánea de Y respecto de X1; es decir, una variación del 1% en X1 impacta en 0.48% en Y.

**Efecto de los rezagos de X1 en Y:** L (X1, 1) y L (X1, 2) captan los efectos del primer y segundo rezago de X1 sobre Y. En términos dinámicos el efecto neto es pequeño pero positivo (0.489 -0.802 +0.326 = **0.013** aproximadamente).

**Efecto de largo plazo: 0.870** es el efecto permanente que se provoca en Y ante un cambio de 1 unidad en X1, luego de todo el proceso de ajuste dinámico. Se calcula:

$$\text{Efecto de largo plazo} = \frac{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_n}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \phi_n}$$

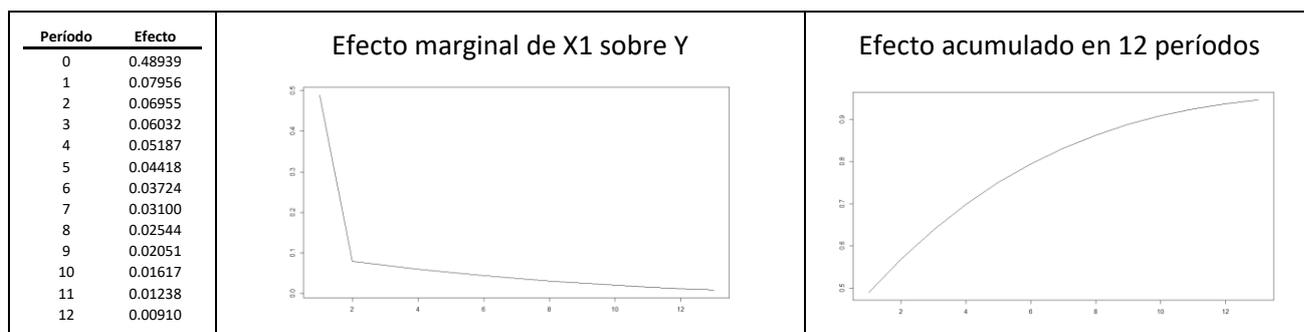
En este caso, sustituimos valores:

$$\text{Numerador} = 0.489393 - 0.802295 + 0.326036 = 0.013134$$

$$\text{Denominador} = 1 - 1.801930 + 0.817020 = 0.015090$$

$$\text{LP} = \frac{0.013134}{0.015090} \approx 0.870$$

**Efecto de X1 en Y durante 12 períodos, ante un cambio del 1% en X1 en forma contemporánea:**



Acumulado de 12 períodos: 0.94. Note que supera el efecto de largo plazo. Esto por cuanto en períodos posteriores el modelo ajusta en negativo hasta llegar al efecto neto de LP.

- **Test de bandas de cointegración de Wald**

F = 4.5184, valor-p = 0.03252

Hipótesis nula: no hay cointegración

Resultado: evidencia de cointegración con un nivel de significancia menor al 3,5%

- **El modelo RECM del ARDL (2, 2) subyacente**

	Coefficiente	Desvío estándar	t-valor	Pr(> t )	
d(L(Y, 1))	0.8170	0.0320	25.5020	< 2e-16	***
d(X1)	0.4894	0.0390	12.5390	< 2e-16	***
d(L(X1, 1))	-0.3260	0.0428	-7.6120	0.0000	***
tce	-0.0151	0.0041	-3.6920	0.0003	***

Referencia: d = diferencial; L = rezagos, tce = término de corrección de errores

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.7827

El modelo RECM aporta información de la velocidad de ajuste del largo plazo (1,5% por período, en este caso); el ajuste hacia el equilibrio del sistema es lento pero significativo estadísticamente. Vale mencionar que el efecto de largo plazo calculado en el ARDL previamente, en este modelo se encuentra implícito en la variable “tce”; por tal motivo no se puede ver explícitamente. Lo que exterioriza la regresión es la elasticidad de corto plazo de X1 a Y, la inercia de Y respecto a sí misma (alta en este caso) y el término de corrección de errores (capta toda la dinámica de largo plazo).

## 2. Modelo ARDL para Y (ICA-SFE) y X2 (Expectativas empresarias para incrementar el personal)

- **Mejor combinación según criterios de información AIC y BIC (orden de rezagos para cada variable)**

Y	X2	AIC
2	2	- 3176.60
Y	X2	BIC
2	2	- 3149.13

- Modelo ARDL (2,2) con constante

	Coefficiente	Desvío estándar	t-valor	Pr(> t )
Constante	0.0137	0.0105	1.3110	0.1910
L(Y, 1)	1.7622	0.0350	50.2980	< 2e-16 ***
L(Y, 2)	-0.7670	0.0360	-21.3090	< 2e-16 ***
X2	0.1585	0.0124	12.7610	< 2e-16 ***
L(X2, 1)	-0.2468	0.0207	-11.9010	< 2e-16 ***
L(X2, 2)	0.0900	0.0140	6.4320	0.0000 ***

Referencia: L1 = un rezago, L2 = 2 rezagos

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.9998

**Efecto contemporáneo de X2 en Y:** 0.158 representa la elasticidad contemporánea de Y respecto de X2; es decir, una variación del 1% en X2 impacta en 0.15% en Y.

**Efecto de los rezagos de X2 en Y:** L (X2, 1) y L (X2, 2) captan los efectos del primer y segundo rezago de X2 sobre Y. En términos dinámicos el efecto neto es pequeño pero positivo (0.158 -0.246 +0.090 = 0.0017 aproximadamente)

**Efecto de largo plazo:** 0.356 es el efecto permanente que se provoca en Y ante un cambio de 1 unidad en X2, luego de todo el proceso de ajuste dinámico. Se calcula:

$$\text{Efecto de largo plazo} = \frac{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_n}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_n}$$

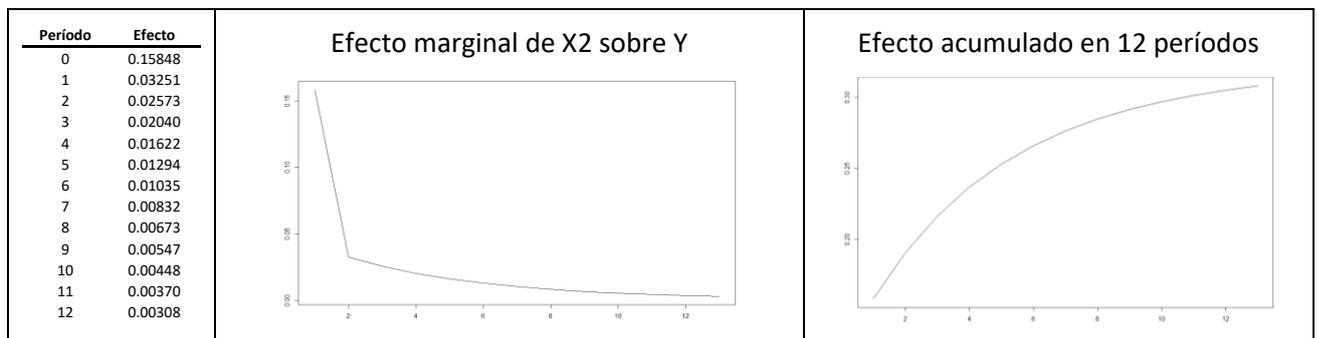
En este caso, sustituimos valores:

$$\text{Numerador} = 0.15848 - 0.24677 + 0.09000 = 0.00170817$$

$$\text{Denominador} = 1 - 1.76223 + 0.76702 = 0.00479$$

$$\text{LP} = \frac{0.00170817}{0.00479} \approx 0.356$$

**Efecto de X2 en Y durante 12 períodos, ante un cambio del 1% en X2 en forma contemporánea:**



**Acumulado de 12 períodos:** 0.308. Note que supera el efecto de largo plazo. Esto por cuanto en períodos ulteriores el modelo ajusta en negativo hasta llegar al efecto neto de LP.

- Test de bandas de cointegración de Wald

F = 2.7487, valor-p = 0.6427

Hipótesis nula: no hay cointegración

Resultado: no se observa evidencia de cointegración significativa, el valor p se ubica en 64.2%.

- **El modelo RECM del ARDL (2, 2) subyacente**

	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvío estándar</b>	<b>t-valor</b>	<b>Pr(&gt; t )</b>
d(L(Y, 1))	0.7670	0.0341	22.4730	< 2e-16 ***
d(X2)	0.1585	0.0121	13.1330	< 2e-16 ***
d(L(X2, 1))	-0.0900	0.0139	-6.4730	0.0000 ***
tce	-0.0048	0.0023	-2.0830	0.0379 *

Referencia: d = diferencial; L = rezagos, tce = término de corrección de errores

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.7827

Al no cumplirse la condición de cointegración del sistema, el modelo RECM queda invalidado desde un punto de vista conceptual. Al correrlo, y en línea con esta idea, la variable “tce” no resulta significativa en términos estadísticos; además, aunque es negativa, la variación porcentual por período es prácticamente neutral.

### 3. Modelo ARDL para Y (ICA-SFE) y X3 (Masa de remuneraciones reales percibida por los asalariados)

- **Mejor combinación según criterios de información AIC y BIC (orden de rezagos para cada variable)**

<b>Y</b>	<b>X3</b>	<b>AIC</b>
2	2	-3050.12
<b>Y</b>	<b>X3</b>	<b>BIC</b>
2	2	-3022.67

- **Modelo ARDL (2,2) con constante**

	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvío estándar</b>	<b>t-valor</b>	<b>Pr(&gt; t )</b>
Constante	0.0035	0.0050	0.6910	0.4902
L(Y, 1)	1.7571	0.0336	52.3070	< 2e-16 ***
L(Y, 2)	-0.7590	0.0334	-22.6910	< 2e-16 ***
X3	0.0411	0.0091	4.5320	0.0000 ***
L(X3, 1)	-0.0634	0.0176	-3.6140	0.0003 ***
L(X3, 2)	0.0236	0.0092	2.5530	0.0111 *

Referencia: L1 = un rezago, L2 = 2 rezagos

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.9997

**Efecto contemporáneo de X3 en Y: 0.041** representa la elasticidad contemporánea de Y respecto de X3; es decir, una variación del 1% en X3 impacta en 0.04% en Y.

**Efecto de los rezagos de X3 en Y:** L (X3, 1) y L (X3, 2) captan los efectos del primer y segundo rezago de X3 sobre Y. En términos dinámicos el efecto neto es pequeño pero positivo (0.041 -0.063 +0.0235 = **0.0012** aproximadamente).

**Efecto de largo plazo: 0.653** es el efecto permanente que se provoca en Y ante un cambio de 1 unidad en X3, luego de todo el proceso de ajuste dinámico. Se calcula:

$$\text{Efecto de largo plazo} = \frac{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \phi_3}$$

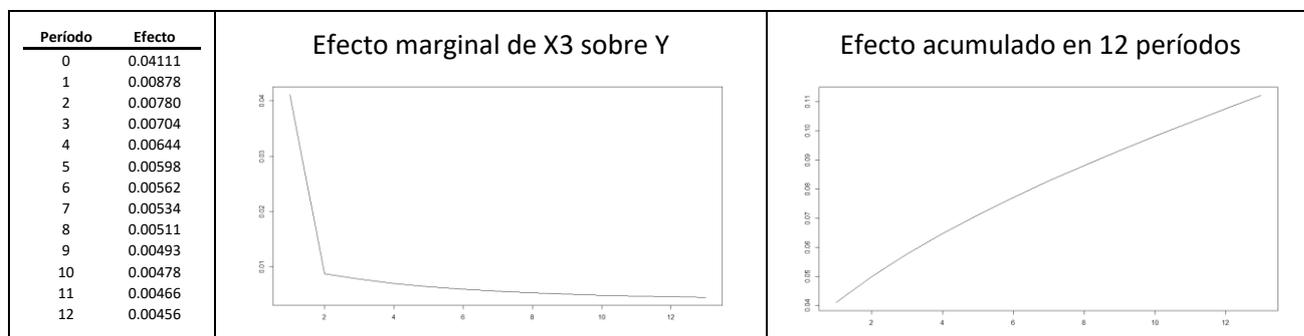
En este caso, sustituimos valores:

$$\text{Numerador} = 0.041106 - 0.063444 + 0.023563 = 0.001225$$

$$\text{Denominador} = 1 - 1.757105 + 0.758981 = 0.001876$$

$$LP = \frac{0.001225}{0.001876} \approx 0.653$$

**Efecto de X3 en Y durante 12 períodos, ante un cambio del 1% en X3 en forma contemporánea:**



Acumulado de 12 períodos: 0.1121; una cifra significativamente inferior al efecto neto de largo plazo.

- **Test de bandas de cointegración de Wald**

F = 2.7487, valor-p = 0.2158

Hipótesis nula: no hay cointegración

Resultado: sin evidencia significativa para refutar la hipótesis nula

- **El modelo RECM del ARDL (2, 2) subyacente**

	Coefficiente	Desvío estándar	t-valor	Pr(> t )	
d(L(Y, 1))	0.7590	0.0330	22.9960	< 2e-16	***
d(X3)	0.0411	0.0088	4.6850	0.0000	***
d(L(X3, 1))	-0.0236	0.0090	-2.6220	0.0091	**
tce	-0.0019	0.0007	-2.8790	0.0042	**

Referencia: d = diferencial; L = rezagos, tce = término de corrección de errores

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.7827

Al no cumplirse la condición de cointegración del sistema, el modelo RECM queda invalidado desde un punto de vista conceptual. La variable “tce” resulta significativa en términos estadísticos y la variación es negativa, pero la magnitud por período es prácticamente neutral (una cifra muy pequeña).

#### 4. **Modelo ARDL para Y (ICA-SFE) y X4 (Índice de producción industrial)**

- **Mejor combinación según criterios de información AIC y BIC (orden de rezagos para cada variable)**

Y	X4	AIC
2	2	-3097.96
Y	X4	BIC
2	2	-3070.51

- **Modelo ARDL (2,2) con constante**

	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvío estándar</b>	<b>t-valor</b>	<b>Pr(&gt; t )</b>
Constante	-0.0042	0.0048	-0.8670	0.3860
L(Y, 1)	1.6957	0.0369	45.9690	< 2e-16 ***
L(Y, 2)	-0.7055	0.0358	-19.7110	< 2e-16 ***
X4	0.1467	0.0167	8.7900	< 2e-16 ***
L(X4, 1)	-0.2112	0.0303	-6.9810	0.0000 ***
L(X4, 2)	0.0764	0.0173	4.4220	0.0000 ***

Referencia: L1 = un rezago, L2 = 2 rezagos

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.9997

**Efecto contemporáneo de X4 en Y: 0.146** representa la elasticidad contemporánea de Y respecto de X4; es decir, una variación del 1% en X4 impacta en 0.14% en Y.

**Efecto de los rezagos de X4 en Y:** L (X4, 1) y L (X4, 2) captan los efectos del primer y segundo rezago de X4 sobre Y. En términos dinámicos el efecto neto es pequeño pero positivo (0.146 -0.211 +0.076 = **0.0119** aproximadamente).

**Efecto de largo plazo: 1.211** es el efecto permanente que se provoca en Y ante un cambio de 1 unidad en X4, luego de todo el proceso de ajuste dinámico. Se calcula:

$$\text{Efecto de largo plazo} = \frac{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_n}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \phi_n}$$

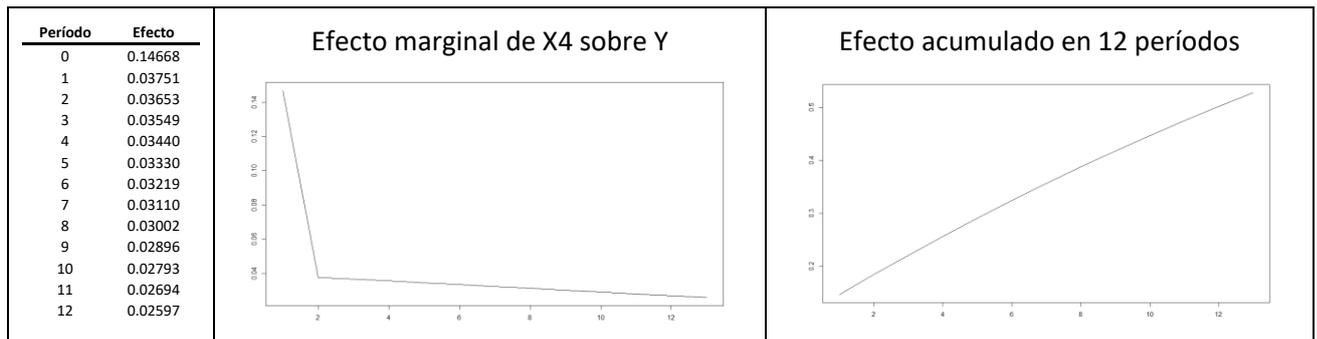
En este caso, sustituimos valores:

$$\text{Numerador} = 0.146684 - 0.211226 + 0.076418 = 0.011876$$

$$\text{Denominador} = 1 - 1.69572 + 0.705525 = 0.009805$$

$$\text{LP} = \frac{0.011876}{0.009805} \approx 1.2112$$

**Efecto de X4 en Y durante 12 períodos, ante un cambio del 1% en X4 en forma contemporánea:**



Acumulado de 12 períodos: 0.527; una cifra inferior al efecto neto de largo plazo.

- **Test de bandas de cointegración de Wald**

F = 6.2634, valor-p = 0.0041

Hipótesis nula: no hay cointegración

Resultado: evidencia de cointegración con un p-valor cercano a cero

- El modelo RECM del ARDL (2, 2) subyacente

	Coefficiente	Desvío estándar	t-valor	Pr(> t )	
d(L(Y, 1))	0.7055	0.0354	19.9080	< 2e-16	***
d(X4)	0.1467	0.0165	8.9170	< 2e-16	***
d(L(X4, 1))	-0.0764	0.0172	-4.4390	0.0000	***
tce	-0.0098	0.0023	-4.3470	0.0000	***

Referencia: d = diferencial; L = rezagos, tce = término de corrección de errores

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.7323

Todos los coeficientes son significativos desde el punto de vista estadístico. El efecto de X4 sobre Y es duradero en el tiempo y la corrección hacia el equilibrio es lenta (menor al 1 por ciento cada período).

### 5. Modelo ARDL para Y (ICA-SFE) y X5 (Ventas reales de supermercados)

- Mejor combinación según criterios de información AIC y BIC (orden de rezagos para cada variable)

Y	X5	AIC
2	2	-3071.02
Y	X5	BIC
2	2	-3043.57

- Modelo ARDL (2,2) con constante

	Coefficiente	Desvío estándar	t-valor	Pr(> t )	
Constante	0.0050	0.0049	1.0150	0.3110	
L(Y, 1)	1.7784	0.0344	51.6250	0.0000	***
L(Y, 2)	-0.7777	0.0348	-22.3220	0.0000	***
X5	0.1166	0.0173	6.7510	0.0000	***
L(X5, 1)	-0.1984	0.0295	-6.7230	0.0000	***
L(X5, 2)	0.0798	0.0179	4.4640	0.0000	***

Referencia: L1 = un rezago, L2 = 2 rezagos

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.9997

**Efecto contemporáneo de X5 en Y:** 0.116 representa la elasticidad contemporánea de Y respecto de X5; es decir, una variación del 1% en X5 impacta en 0.11% en Y.

**Efecto de los rezagos de X5 en Y:** L (X5, 1) y L (X5, 2) captan los efectos del primer y segundo rezago de X5 sobre Y. En términos dinámicos plantean un efecto neto prácticamente neutral (0.116 - 0.198 + 0.079 = -0.0021 aproximadamente).

**Efecto de largo plazo:** 2.953 es el efecto permanente que se provoca en Y ante un cambio de 1 unidad en X5, luego de todo el proceso de ajuste dinámico. Se calcula:

$$\text{Efecto de largo plazo} = \frac{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_n}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_n}$$

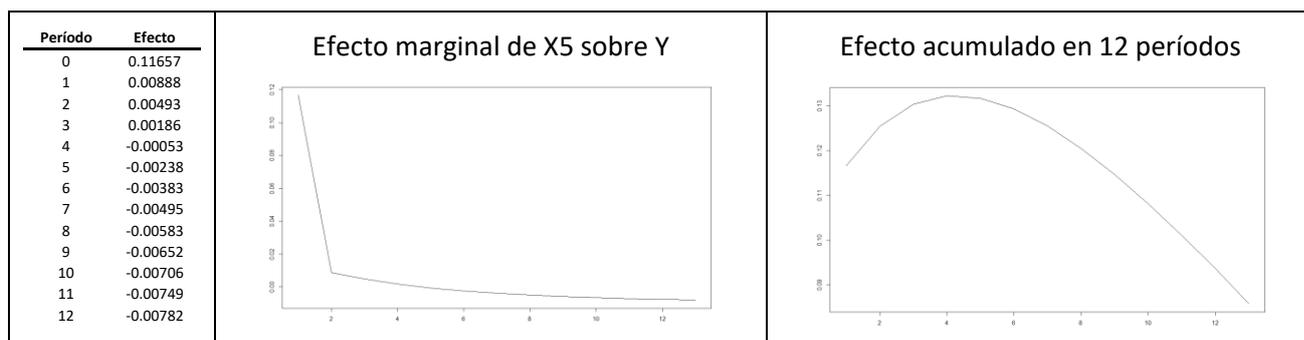
En este caso, sustituimos valores:

$$\text{Numerador} = 0.116575 - 0.198445 + 0.079806 = -0.0020$$

$$\text{Denominador} = 1 - 1.778443 + 0.777744 = -0.000699$$

$$LP = \frac{-0.0020}{-0.000699} \approx 2.952789$$

**Efecto de X5 en Y durante 12 períodos, ante un cambio del 1% en X5 en forma contemporánea:**



Acumulado de 12 períodos: 0.085; el efecto adopta un carácter negativo desde el período 4, que luego se compensa con la constante y cambia de signo en el largo plazo.

- **Test de bandas de cointegración de Wald**

F = 1.5818, valor-p = 0.5873

Hipótesis nula: no hay cointegración

Resultado: no se observa evidencia de cointegración significativa, el valor p se ubica en 58.7%.

- **El modelo RECM del ARDL (2, 2) subyacente**

	Coefficiente	Desvío estándar	t-valor	Pr(> t )	
d(L(Y, 1))	0.7777	0.0342	22.7670	0.0000	***
d(X5)	0.1166	0.0171	6.8000	0.0000	***
d(L(X5, 1))	-0.0798	0.0177	-4.4970	0.0000	***
tce	0.0007	0.0003	2.1840	0.0296	*

Referencia: d = diferencial; L = rezagos, tce = término de corrección de errores

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.7123

Al no cumplirse la condición de cointegración del sistema, el modelo RECM queda invalidado desde un punto de vista conceptual. Al correrlo, y en línea con esta idea, la variable “tce” no resulta significativa en términos estadísticos; además, tiene signo positivo y la variación porcentual por período es prácticamente neutral.

## 6. Modelo ARDL para Y (ICA-SFE) y X6 (Consumo de cemento Pórtland)

- **Mejor combinación según criterios de información AIC y BIC (orden de rezagos para cada variable)**

<b>Y</b>	<b>X6</b>	<b>AIC</b>
3	2	-3107.27
<b>Y</b>	<b>X6</b>	<b>BIC</b>
2	2	-3097.30

- **Modelo ARDL (2,2) con constante**

	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvío estándar</b>	<b>t-valor</b>	<b>Pr(&gt; t )</b>	
Constante	0.0071	0.0075	0.9350	0.3503	
L(Y, 1)	1.6749	0.0371	45.1680	0.0000	***
L(Y, 2)	-0.6759	0.0375	-18.0170	0.0000	***
X6	0.1472	0.0141	10.4280	0.0000	***
L(X6, 1)	-0.1907	0.0254	-7.5180	0.0000	***
L(X6, 2)	0.0432	0.0160	2.6960	0.0073	**

Referencia: L1 = un rezago, L2 = 2 rezagos

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.9997

**Efecto contemporáneo de X6 en Y:** **0.147** representa la elasticidad contemporánea de Y respecto de X6; es decir, una variación del 1% en X6 impacta en 0.14% en Y.

**Efecto de los rezagos de X6 en Y:** L (X6, 1) y L (X6, 2) captan los efectos del primer y segundo rezago de X6 sobre Y. En términos dinámicos plantean un efecto neto prácticamente neutral (0.147 -0.190 +0.043= **-0.0003** aproximadamente).

**Efecto de largo plazo:** **-0.349** es el efecto permanente que se provoca en Y ante un cambio de 1 unidad en X6, luego de todo el proceso de ajuste dinámico. Se calcula:

$$\text{Efecto de largo plazo} = \frac{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 \dots + \beta_n}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_n}$$

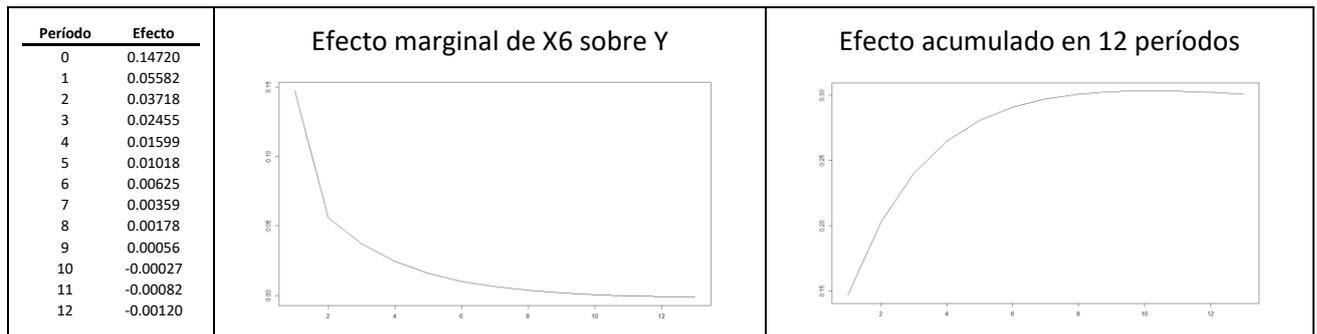
En este caso, sustituimos valores:

$$\text{Numerador} = 0.147205 - 0.190732 + 0.043182 = -0.00035$$

$$\text{Denominador} = 1 - 1.674903 + 0.675889 = 0.00099$$

$$\text{LP} = \frac{-0.00035}{0.00099} \approx -0.34990$$

**Efecto de X6 en Y durante 12 períodos, ante un cambio del 1% en X6 en forma contemporánea:**



**Acumulado de 12 períodos:** 0.3008; aunque el efecto a partir del período 10 adopta un carácter levemente negativo, que explica el signo del impacto de largo plazo.

- **Test de bandas de cointegración de Wald**

F = 1.6308, valor-p = 0.567

Hipótesis nula: no hay cointegración

**Resultado:** no se observa evidencia de cointegración significativa, el valor p se ubica en 56.7%.

- El modelo RECM del ARDL (2, 2) subyacente

	Coefficiente	Desvío estándar	t-valor	Pr(> t )	
d(L(Y, 1))	0.6759	0.0368	18.3870	0.0000	***
d(X6)	0.1472	0.0139	10.6080	0.0000	***
d(L(X6, 1))	-0.0432	0.0158	-2.7340	0.0066	**
tce	-0.0010	0.0004	-2.2180	0.0272	*

Referencia: d = diferencial; L = rezagos, tce = término de corrección de errores

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.7509

Al no cumplirse la condición de cointegración del sistema, el modelo RECM queda invalidado desde un punto de vista conceptual. La variable “tce” no resulta significativo en términos estadísticos. La variación es negativa, pero la magnitud por período es prácticamente neutral (una cifra muy pequeña).

### 7. Modelo ARDL para Y (ICA-SFE) y X7 (Patentamiento de vehículos nuevos)

- Mejor combinación según criterios de información AIC y BIC (orden de rezagos para cada variable)

Y	X7	AIC
2	2	-3115.60
Y	X7	BIC
2	2	-3088.13

- Modelo ARDL (2,2) con constante

	Coefficiente	Desvío estándar	t-valor	Pr(> t )	
Constante	0.0151	0.0066	2.2790	0.0232	*
L(Y, 1)	1.6862	0.0372	45.2840	< 2e-16	***
L(Y, 2)	-0.6917	0.0365	-18.9720	< 2e-16	***
X7	0.0774	0.0081	9.5400	< 2e-16	***
L(X7, 1)	-0.1024	0.0145	-7.0410	0.0000	***
L(X7, 2)	0.0280	0.0088	3.2040	0.0015	**

Referencia: L1 = un rezago, L2 = 2 rezagos

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.9997

**Efecto contemporáneo de X7 en Y: 0.077** representa la elasticidad contemporánea de Y respecto de X7; es decir, una variación del 1% en X7 impacta en 0.08% en Y.

**Efecto de los rezagos de X7 en Y:** L (X7, 1) y L (X7, 2) captan los efectos del primer y segundo rezago de X7 sobre Y. En términos dinámicos plantean un efecto neto prácticamente neutral (0.077 -0.102 +0.028 = **0.003** aproximadamente).

**Efecto de largo plazo: 0.554** es el efecto permanente que se provoca en Y ante un cambio de 1 unidad en X7, luego de todo el proceso de ajuste dinámico. Se calcula:

$$\text{Efecto de largo plazo} = \frac{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_n}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_n}$$

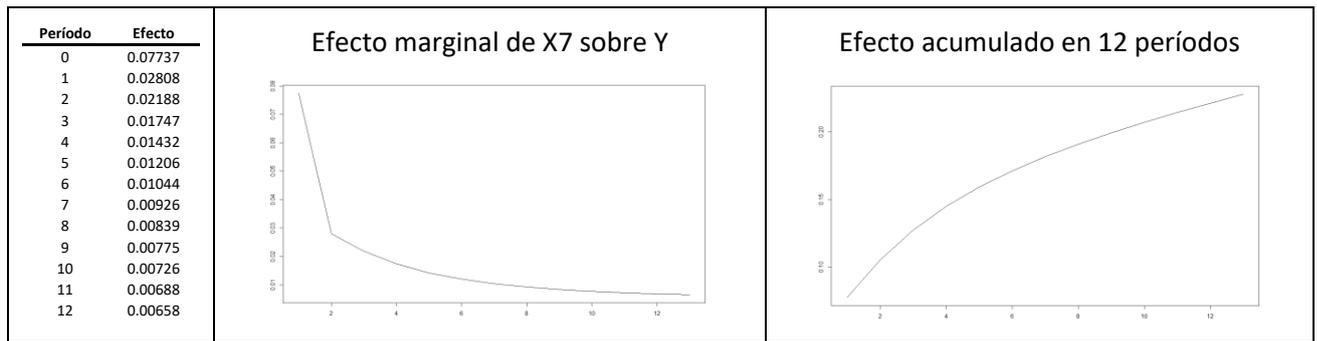
En este caso, sustituimos valores:

$$\text{Numerador} = 0.077374 - 0.102387 + 0.028042 = 0.00303$$

$$\text{Denominador} = 1 - 1.6862 + 0.691659 = 0.00546$$

$$LP = \frac{0.00303}{0.00546} \approx 0.55486$$

Efecto de X7 en Y durante 12 períodos, ante un cambio del 1% en X7 en forma contemporánea:



Acumulado de 12 períodos: 0.2277; cerca de la mitad del efecto total esperado a largo plazo.

- **Test de bandas de cointegración de Wald**

F = 2.8448, valor-p = 0.1967

Hipótesis nula: no hay cointegración

Resultado: no se observa evidencia significativa de cointegración, el valor p se ubica en 19.6%.

- **El modelo RECM del ARDL (2, 2) subyacente**

	Coefficiente	Desvío estándar	t-valor	Pr(> t )	
d(L(Y, 1))	0.6917	0.0360	19.2380	< 2e-16	***
d(X7)	0.0774	0.0080	9.7140	< 2e-16	***
d(L(X7, 1))	-0.0280	0.0086	-3.2430	0.0013	**
tce	-0.0055	0.0019	-2.9290	0.0036	**

Referencia: d = diferencial; L = rezagos, tce = término de corrección de errores

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.7383

Al no cumplirse la condición de cointegración del sistema, el modelo RECM queda invalidado desde un punto de vista conceptual. La variable “tce” presenta una significancia estadística baja. La variación es negativa, pero la magnitud por período es prácticamente neutral (una cifra muy pequeña).

## 8. Modelo ARDL para Y (ICA-SFE) y X8 (Recaudación tributaria de la provincia y coparticipación)

- **Mejor combinación según criterios de información AIC y BIC (orden de rezagos para cada variable)**

<b>Y</b>	<b>X8</b>	<b>AIC</b>
3	3	-3107.01
<b>Y</b>	<b>X8</b>	<b>BIC</b>
2	2	-3078.85

- **Modelo ARDL (2,2) con constante**

	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvío estándar</b>	<b>t-valor</b>	<b>Pr(&gt; t )</b>	
Constante	0.0125	0.0059	2.0970	0.0367	*
L(Y, 1)	1.6661	0.0395	42.1650	< 2e-16	***
L(Y, 2)	-0.6688	0.0392	-17.0660	< 2e-16	***
X8	0.0572	0.0065	8.8190	< 2e-16	***
L(X8, 1)	-0.0778	0.0119	-6.5600	0.0000	***
L(X8, 2)	0.0214	0.0069	3.0900	0.0022	**

Referencia: L1 = un rezago, L2 = 2 rezagos

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.9997

**Efecto contemporáneo de X8 en Y: 0.057** representa la elasticidad contemporánea de Y respecto de X8; es decir, una variación del 1% en X8 impacta en 0.05% en Y.

**Efecto de los rezagos de X8 en Y:** L (X8, 1) y L (X8, 2) captan los efectos del primer y segundo rezago de X8 sobre Y. En términos dinámicos plantean un efecto neto prácticamente neutral (0.057 -0.077 +0.021 = **0.00086** aproximadamente).

**Efecto de largo plazo: 0.323** es el efecto permanente que se provoca en Y ante un cambio de 1 unidad en X8, luego de todo el proceso de ajuste dinámico. Se calcula:

$$\text{Efecto de largo plazo} = \frac{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 \dots + \beta_n}{1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_n}$$

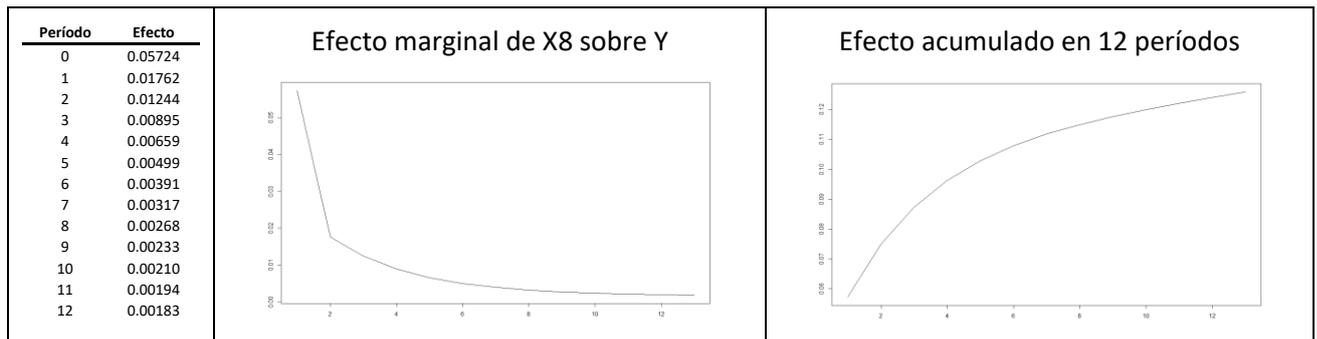
En este caso, sustituimos valores:

$$\text{Numerador} = 0.05724 - 0.077752 + 0.021368 = 0.00086$$

$$\text{Denominador} = 1 - 1.666147 + 0.668793 = 0.00265$$

$$\text{LP} = \frac{0.00086}{0.00265} \approx 0.32351$$

**Efecto de X8 en Y durante 12 períodos, ante un cambio del 1% en X8 en forma contemporánea:**



Acumulado de 12 períodos: 0.1257; cerca de un tercio del efecto total esperado a largo plazo.

- **Test de bandas de cointegración de Wald**

F = 2.8294, valor-p = 0.1997

Hipótesis nula: no hay cointegración

Resultado: no se observa evidencia de cointegración significativa, el valor p se ubica en 19.9%.

- **El modelo RECM del ARDL (2, 2) subyacente**

	<b>Coefficiente</b>	<b>Desvío estándar</b>	<b>t-valor</b>	<b>Pr(&gt; t )</b>	
d(L(Y, 1))	0.6688	0.0386	17.3420	< 2e-16	***
d(X8)	0.0572	0.0064	8.9830	< 2e-16	***
d(L(X8, 1))	-0.0214	0.0069	-3.1110	0.0020	**
tce	-0.0026	0.0009	-2.9210	0.0037	**

Referencia: d = diferencial; L = rezagos, tce = término de corrección de errores

Significancia: \*\*\* 0.001, \*\* 0.01, \* 0.05

R-cuadrado ajustado: 0.7317

Al no cumplirse la condición de cointegración del sistema, el modelo RECM queda invalidado desde un punto de vista conceptual. La variable “tce” presenta una significancia estadística baja. La variación es negativa, pero la magnitud por período es prácticamente neutral (una cifra muy pequeña).

### Resumen general

A continuación, se presenta una tabla que sintetiza los principales elementos de cada modelo determinado. En todos los casos los modelos con mejor ajuste identificaron 2 rezagos para cada variable: ARDL (2,2). Este resultado es consistente con el hecho de que todas las variables explicativas son indicadores coincidentes en términos temporales.

Variable	Elasticidad contemporánea de X sobre ICA-SFE	Efecto de los rezagos de X2 en Y	Elasticidad dinámica de largo plazo de X sobre ICA-SFE	Condición de cointegración del sistema	Término de corrección de errores
X1	0.489	0.013	0.870	RECM válido	-0.015 ***
X2	0.158	0.002	0.356	No cointegración	No significativo
X3	0.041	0.001	0.653	No cointegración	No significativo
X4	0.146	0.012	1.211	RECM válido	-0.009 ***
X5	0.116	-0.002	2.952	No cointegración	No significativo
X6	0.147	-0.0003	-0.349	No cointegración	No significativo
X7	0.077	0.003	0.554	No cointegración	No significativo
X8	0.057	0.0008	0.323	No cointegración	No significativo

### Referencias:

Y --> ICA-SFE: Índice Compuesto Coincidente de Actividad Económica de la provincia de Santa Fe | UM: Índice base 1994 = 100

X1 --> Puestos de trabajo registrados en la provincia | UM: Miles de asalariados

X2 --> Expectativas empresarias para incrementar el personal | UM: Índice base 2009 = 100

X3 --> Masa de remuneraciones reales percibida por los asalariados | UM: Millones de pesos de 1993

X4 --> Índice de producción industrial | UM: Índice base 2008 = 100

X5 --> Ventas reales de supermercados | UM: Millones de pesos de 1993

X6 --> Consumo de cemento Pórtland | UM: Miles de toneladas

X7 --> Patentamiento de vehículos nuevos | UM: Miles de vehículos

X8 --> Recaudación tributaria de la provincia y coparticipación | UM: Millones de pesos de 1993

## Bibliografía

- Cho, J. S., Greenwood-Nimmo, M., & Shin, Y. (2023). Recent developments of the autoregressive distributed lag modelling framework. *Journal of Economic Surveys*, 37(1), 7–32.
- Natsiopoulos, Kleanthis, & Tzeremes, Nickolaos G. (2022). ARDL bounds test for cointegration: Replicating the Pesaran et al. (2001) results for the UK earnings equation using R. *Journal of Applied Econometrics*, 37(5), 1079-1090. <https://doi.org/10.1002/jae.2919>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Pesaran, M. Hashem, & Shin, Yongcheol (1998). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strom (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (Chapter 11, pp. 371–413).

## Anexo 1: Pruebas de estacionariedad de Phillips-Perron

### A1. Valor p de la prueba para Y (ICA-SFE) | LN(Y) en niveles y LN(Y) en su 1era diferencia

Variable	Nivel	1ra diferencia
LN(Y)	0.92	0.01

### A2. Valor p de la prueba realizada para X1 a X8 | Series en su logaritmo natural y en su primera diferencia

Variable	Nivel	1ra diferencia
LN(X1)	0.99	0.01
LN(X2)	0.94	0.01
LN(X3)	0.12	0.01
LN(X4)	0.39	0.01
LN(X5)	0.91	0.01
LN(X6)	0.78	0.01
LN(X7)	0.60	0.01
LN(X8)	0.67	0.01



**CENTRO DE ESTUDIOS Y SERVICIOS:**  
Director Ejecutivo: Dr. Juan Pablo Durando  
Directora: Lic. María Lucrecia D'Jorge  
Coordinador: Mg. Pedro P. Cohan

**BOLSA DE COMERCIO DE SANTA FE:**  
Presidente: Dr. Juan Pablo Durando  
**INTEGRANTES DEL CES Y ÁREA DE PRENSA:**  
<https://www.bcsf.com.ar/ces/quienes-somos.php>