DOCUMENTO METODOLÓGICO

Octubre de 2026

MODELOS AUTOREGRESIVOS DE REZAGOS DISTRIBUIDOS APLICADOS AL ÍNDICE 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 aquí como respuestas transitorias a variaciones en las variables explicativas— y las relaciones de largo plazo —las cuales reflejan equilibrios estructurales entre las variables del sistema—.

Adicionalmente, cuando se verifica una relación de cointegración entre las variables el modelo general puede reformularse en una representación llamada modelo de corrección de errores (ECM, por su sigla en inglés: *Error Correction Model*). Se dice que dos o más series no estacionarias están cointegradas cuando, pese a que individualmente siguen trayectorias que se alejan de su media, existe una combinación lineal entre ellas que sí es estacionaria; en otras palabras, comparten una tendencia —estocástica— común y no se desvían indefinidamente entre sí. En cualquier caso, el modelo ECM resultante permite capturar el proceso de ajuste hacia el equilibro de largo plazo tras una perturbación o *shock*.

Especificaciones particulares

Desde una perspectiva técnica, los modelos ARDL combinan dos componentes: uno autorregresivo, que incluye valores pasados de la variable dependiente, y otro de rezagos distribuidos, que incorpora valores pasados de una o varias 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 (1999) 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, Shin y Smith (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, Yu y Greenwoow-Nimmo (2014) y Cho, Greenwood-Nimmo, and Shin (2019, 2023).

Forma general del modelo ARDL con datos no estacionarios

La versión del modelo que proponen Pesaran *et al.* (2001) se corresponde con la siguiente formulación:

$$y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} \sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i} x_{j,t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Aquí, y_t es la variable dependiente la cual se busca explicar a partir del término derecho de la igualdad, a saber: c_0 es la constante; $c_1 t$ una tendencia determinística (ambos términos son opcionales); $\sum_{i=1}^{p} \varphi_i y_{t-i}$ es el componente autorregresivo, que incluye p rezagos de la propia variable dependiente, con coeficientes φ_i; por su parte, $\sum_{j=1}^{k} \sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i} x_{j,t-i}$ es el componente de rezagos distribuidos, que incorpora los valores contemporáneos ($t = 0$) y rezagados de las k variables explicativas, siendo q_j el número de rezagos para cada x_j, y $\beta_{j,i}$ los coeficientes que capturan el impacto de cada variable explicativa en cada rezago; por último, ε_t es el término de error, que recoge los factores no explicados por el modelo y supone así ruido blanco.

Interesa destacar que el presente documento se apoya en la librería de R ARDL: "*ARDL, ECM, and Bounds-Test for Cointegration*" (Natsiopoulos y Tzeremes, 2023), la cual implementa la propuesta de Pesaran *et al.* (2001). Se utiliza la versión 0.2.4. La fiabilidad de la librería se respalda en el trabajo presentado por parte de los autores un año antes de hacer público el paquete (Natsiopoulos y Tzeremes, 2022), quienes con ella replican los resultados de Pesaran *et al.* (2001) para la ecuación de ingresos del Reino Unido.

A partir de la ecuación (1) puede obtenerse el efecto de largo plazo de cada variable explicativa, es decir, la respuesta total de y_t ante una variación permanente en x_j, una vez concluido el proceso de ajuste dinámico. En el presente caso, representa la respuesta del índice de actividad de la provincia de Santa Fe ante una variación permanente en alguno de sus componentes; por ejemplo, ante un cambio permanente en la cantidad de puestos de trabajo registrados.

El efecto de largo plazo se calcula como el cociente entre la suma de los coeficientes de los rezagos distribuidos de x_j, incluido el contemporáneo, y el complemento de la suma de los coeficientes autorregresivos:

$$\theta_j = \frac{\left(\sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i}\right)}{\left(1 - \sum_{i=1}^{p} \varphi_i\right)} \quad (2)$$

Cuando las variables se expresan en logaritmos, como se hace en el presente documento, θ_j se interpreta como la elasticidad de largo plazo de y respecto de x_j.

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

Tal como se mencionó, además de la formulación general, el paquete utilizado permite representar un ARDL expresado como un modelo de corrección de errores restringido (RECM, por su sigla en inglés: *Restricted Error Correction Model*). Se lo denomina "restringido" por contraste con el modelo de corrección de errores no restringido (*Unrestricted Error Correction Model*, UECM), en el cual los niveles rezagados de las variables se incluyen cada uno con su propio

coeficiente, estimado sin restricciones. En el RECM, en cambio, esos niveles se agrupan en un único término de corrección de errores (*Error Correction Term*, ECT), construido a partir de la relación de largo plazo, de modo que la corrección del desvío depende de un único coeficiente, el coeficiente de ajuste. Se lo considera además "condicional" porque modela las variaciones de la variable dependiente condicionadas a las variaciones contemporáneas de las variables explicativas, las cuales se suponen débilmente exógenas. El ECT mide el desvío respecto del equilibrio de largo plazo, cuya existencia (es decir, la de una relación de cointegración) se asume en esta especificación.

En notación, el RECM del ARDL base se presenta de la siguiente manera[1]:

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{y,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} \sum_{l=1}^{q_j-1} \psi_{j,l} \Delta x_{j,t-l} + \sum_{j=1}^{k} \omega_j \Delta x_{j,t} + \pi_y ECT_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Aquí, Δ es el operador de primeras diferencias ($\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ y $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$); por su parte, $\psi_{y,i}$ y $\psi_{j,l}$ son coeficientes de corto plazo, ω_j captura el efecto contemporáneo de Δx_j; $ECT_t = y_{t-1} - \sum_{j=1}^{k} \theta_j x_{j,t-1}$ es el desvío respecto del equilibrio de largo plazo en el período previo, donde θ_j son los coeficientes de largo plazo definidos en la ecuación (2); y π_y es el coeficiente de ajuste, que se espera negativo (entre -1 y 0) e indica la proporción del desvío que se corrige en cada período.

La ecuación (3) se simplifica según la cantidad de rezagos de cada variable explicativa. Tal como se hace alusión en las condiciones, si una variable x_j tiene un sólo rezago ($q_j = 1$), no quedan diferencias rezagadas de esa variable, por lo que los coeficientes $\psi_{j,1}$ no aparecen. Por su parte, si x_j no tiene rezagos ($q_j = 0$), tampoco se incluyen sus términos de corto plazo, es decir, $\psi_{j,1}$ y ω_j se anulan.

La librería también permite estimar la representación sin restricciones, el UECM, que es el modelo sobre el cual se aplica el *test* de cotas de Pesaran *et al.* (2001). Resulta útil dicha aplicación para verificar la existencia de cointegración sin necesidad de conocer de antemano si las variables son I(0) o I(1) (siempre que ninguna sea I(2)) y sin construir explícitamente el ECT. Una vez verificada la cointegración, el RECM resulta más estructurado y parsimonioso, ya que modela de forma explícita cómo se ajusta la variable dependiente frente a los desequilibrios.

Series consideradas en el documento

Establecido el marco metodológico, a continuación, se presentan las variables involucradas en las estimaciones. Se estiman modelos ARDL bivariados en los que el Índice Compuesto Coincidente de Actividad Económica de la provincia de Santa Fe (ICA-SFE) es la variable dependiente (y) y cada una de las ocho series que integran el índice coincidente se incorporan, de manera individual, como variables explicativas (x_1 a x_8). Las series tienen frecuencia mensual y abarcan el período comprendido entre enero de 1994 y julio de 2026. Todas ellas se expresan en logaritmo natural, transformación que estabiliza su varianza a lo largo del tiempo y permite interpretar los coeficientes de largo plazo como elasticidades.

[1] Adicionalmente, la librería permite calcular el RECM en cinco variantes (casos), que difieren en el tratamiento del intercepto y la tendencia, según Pesaran et al. (2001). En este documento se trabaja con el caso 2, es decir, constante restringida y sin tendencia. Esto implica que:

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

Tabla 1 | Indicadores a evaluar mediante modelos ARDL

Notación	Código	Serie	Unidad de medida
Y	ICA-SFE	Índice Compuesto Coincidente de Actividad Económica de la provincia de Santa Fe	Índice base 2004 = 100
X_1	SFE-NTTA	Puestos de trabajo registrados en la provincia	Miles de asalariados
X_2	SFE-REM	Remuneración al factor trabajo en la provincia de Santa Fe	Millones de pesos de 1993
X_3	SFE-EXE	Expectativas empresarias para incrementar el personal	Índice base 2010 = 100
X_4	SFE-ICEI	Índice Compuesto de Evolución Industrial (ICEI) de la provincia de Santa Fe	Índice base 2004 = 100
X_5	SFE-VIPA	Ventas en supermercados de gran superficie en la provincia de Santa Fe	Millones de pesos de 1993
X_6	SFE-RTT	Recursos tributarios de la provincia de Santa Fe	Millones de pesos de 1993
X_7	SFE-CEM	Consumo de cemento en la provincia de Santa Fe	Miles de toneladas
X_8	SFE-PATM	Patentamiento de automotores en la provincia de Santa Fe	Miles de vehículos

Estacionariedad de las series consideradas

El enfoque de Pesaran *et al.* (2001) admite variables integradas de orden cero o uno, pero no es válido si alguna de ellas es integrada de orden dos, I(2). Por ello, antes de estimar los modelos ARDL se evalúa el orden de integración de cada serie.

Esta evaluación se realiza mediante la prueba de Phillips-Perron (PP) (Phillips y Perron, 1988), diseñada para detectar la presencia de raíces unitarias. Los resultados indican que tanto el ICA-SFE como sus componentes son no estacionarios en niveles y se tornan estacionarios al aplicarles una primera diferencia; es decir, se trata de series integradas de orden uno, I(1). En los casos en que el resultado de la prueba PP resulta próximo a los umbrales de significancia, se aplica además la prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin, 1992), cuya hipótesis nula es la estacionariedad, a modo de verificación complementaria (ver Anexo 1). En consecuencia, se descarta la presencia de variables I(2) y se cumple la condición para aplicar el *test* de cotas.

ESTIMACIÓN DE MODELOS ARDL Y RECM BIVARIADOS PARA EL ICA-SFE

Selección del orden de los rezagos para cada variable

El orden de los rezagos de cada modelo, es decir, los valores de $\boldsymbol{p}$ y $\boldsymbol{q}$ presentes en la ecuación (1), se seleccionan mediante criterios de información, en línea con lo propuesto por Pesaran y Shin (1999). Se consideran el criterio de información de Akaike (AIC, por su sigla en inglés: *Akaike Information Criterion*) y el criterio de información bayesiano (BIC, por su sigla en inglés: *Bayesian Information Criterion*); este último penaliza en mayor medida la inclusión de parámetros y tiende, por lo tanto, a seleccionar modelos más parsimoniosos. Se adopta el criterio BIC, que según Pesaran y Shin (1999) presenta un desempeño algo superior en muestras finitas; el orden seleccionado por el AIC se informa como verificación de robustez. La búsqueda admite un máximo de 12 rezagos para cada variable, lo que equivale a un año en series mensuales.

Métricas reportadas

Para cada uno de los modelos estimados se reportan las siguientes métricas:

- **Efecto contemporáneo:** corresponde al coeficiente $\beta_{j,0}$ de la ecuación (1), equivalente a ω_j en la ecuación (3). Expresa la elasticidad de y respecto de x_j dentro del mismo mes.
- **Efecto de los rezagos**: corresponde a los coeficientes $\beta_{j,i}$, con $i = 1, \ldots, q_j$ de la ecuación (1). Cada uno expresa el efecto directo del i-ésimo rezago de x_j sobre y, sin considerar la persistencia de esta variable dependiente.
- **Efecto de largo plazo:** corresponde a θ_j, calculado según la ecuación (2). Expresa la elasticidad de $\boldsymbol{y}$ respecto de $\boldsymbol{x_j}$ una vez concluido el proceso de ajuste dinámico.
- **Efecto dinámico:** se mide mediante los multiplicadores dinámicos (o interinos), que indican el efecto acumulado sobre y luego de h meses de una variación permanente de 1% en x_j, donde h denota el horizonte, es decir, la cantidad de meses transcurridos desde dicha variación. Se obtienen de forma recursiva a partir de los coeficientes de la ecuación (1):

$$m_h = \sum_{i=1}^{p} \varphi_i m_{h-i} + \sum_{i=0}^{\min(h,\, q_j)} \beta_{j,i} \text{ con } m_{h-\,i} = 0 \text{ si } h - i < 0 \qquad (4)$$

  El primer término recoge el arrastre de las respuestas de $\boldsymbol{y}$ en los meses previos y el segundo, el efecto directo de x_j y de sus rezagos hasta el horizonte h. En $h = 0$, el multiplicador coincide con el efecto contemporáneo y, a medida que h aumenta, converge al efecto de largo plazo. Se reportan para un horizonte de 60 meses (véase efectos dinámicos de X_i sobre Y en la sección de resultados).
- **Diagnóstico de residuos:** *test* de Breusch-Godfrey de autocorrelación serial de los residuos, hasta el orden 12, lo que permite cubrir la dinámica dentro del año en series mensuales. A diferencia del *test* de Durbin-Watson, es válido en modelos que incluyen rezagos de la variable dependiente. La presencia de autocorrelación tiene dos implicancias para la lectura de los resultados. En primer lugar, los errores estándar convencionales subestiman la incertidumbre de las estimaciones, por lo que la significancia de los coeficientes puede estar sobrestimada. En segundo lugar, el *test* de cotas de Pesaran supone residuos no correlacionados serialmente, de modo que, en presencia de autocorrelación, su resultado tiende a favorecer el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de cointegración. Por lo tanto, cuando el *test* indica cointegración, ese resultado debe tomarse con cautela; cuando no la indica, la autocorrelación refuerza esa conclusión.
- **Test de cotas:** estadístico F de Pesaran *et al.* (2001) para evaluar la existencia de una relación de cointegración. Los efectos de largo plazo y el coeficiente de ajuste sólo se interpretan como relación de equilibrio cuando se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración.
- **Coeficiente de ajuste:** π, de la ecuación (3), indica la proporción del desvío respecto del equilibrio que se corrige en cada mes.
- **Velocidad de convergencia:** cantidad de meses necesarios para que el efecto acumulado de una variación permanente de 1% en x_j alcance el 90% del efecto de largo plazo. Se obtiene a partir de los multiplicadores dinámicos de la ecuación (4) y, a diferencia de medidas basadas únicamente en el coeficiente de ajuste, incorpora la dinámica de corto plazo del modelo.

Resumen general

La Tabla 2 sintetiza los principales resultados de los ocho modelos estimados. En todos los casos, tanto el criterio BIC como el AIC seleccionaron un ARDL(2, 2), es decir, dos rezagos del ICA-SFE y los valores contemporáneos y rezagados hasta dos períodos de cada componente. Este resultado es coherente con el carácter coincidente de las series que integran el índice.

Tabla 2 | Principales resultados de los modelos estimados

VARIABLE	ELASTICIDAD CONTEMPORÁNEA	ELASTICIDAD DE LARGO PLAZO (EE)	TEST DE COTAS: F (P-VALOR)	COINTEGRACIÓN AL 5%	COEFICIENTE DE AJUSTE (π)	MESES PARA ALCANZAR EL 90% DEL EFECTO DE LARGO PLAZO
SFE-NTTA (X_1)	0,487	0,955 (0,041)	5,28 (0,014)	Sí[a]	−0,0162	6
SFE-REM (X_2)	0,153	−0,055 (2,053)[b]	1,51 (0,619)	No	−0,0011[b]	No se interpreta
SFE-EXE (X_3)	0,043	0,643 (0,363)[b]	2,99 (0,169)	No	−0,0018[b]	No se interpreta
SFE-ICEI (X_4)	0,305	1,845 (0,146)	6,09 (0,005)	Sí[a]	−0,0100	53
SFE-VIPA (X_5)	0,120	No definida[c]	1,86 (0,48)	No	0,0005[c]	No se interpreta
SFE-RTT (X_6)	0,151	No definida[c]	2,06 (0,40)	No	0,0003[c]	No se interpreta
SFE-CEM (X_7)	0,066	0,584 (0,128)[b]	2,94 (0,18)	No	−0,0042[b]	No se interpreta
SFE-PATM (X_8)	0,051	0,282 (0,205)[b]	2,84 (0,20)	No	−0,0021[b]	No se interpreta

Notas: todos los modelos son ARDL(2, 2) con constante; caso 2 del test de cotas (cota I(0) al 5% = 3,62; cota I(1) al 5% = 4,14). EE: error estándar.

[a] Resultado a tomar con cautela, dada la autocorrelación de los residuos.

[b] No se interpreta como relación de equilibrio, dado que el *test* de cotas no indica cointegración.

[c] La suma de los coeficientes autorregresivos supera la unidad, por lo que el modelo no define una relación de largo plazo.

Referencias: X_1: Número de empleados registrados en la provincia de Santa Fe; X_2: Remuneración al factor trabajo en la provincia de Santa Fe; X_3: Expectativas empresarias para tomar personal en la provincia de Santa Fe; X_4: Índice Compuesto de Evolución Industrial (ICEI) de la provincia de Santa Fe; X_5: Ventas en supermercados de gran superficie en la provincia de Santa Fe; X_6: Recursos tributarios de la provincia de Santa Fe; X_7: Consumo de cemento en la provincia de Santa Fe; X_8: Patentamiento de automotores en la provincia de Santa Fe.

Relaciones de largo plazo. Sólo dos de los ocho componentes presentan evidencia de cointegración con el ICA-SFE: el número de empleados registrados (X_1) y el ICEI (X_4). En ambos casos, la elasticidad de largo plazo es significativa y se ubica en torno a la unidad o por encima de ella. Con los puestos de trabajo, la relación es prácticamente proporcional (0,955) y el ajuste es rápido: el efecto acumulado alcanza el 90% de su valor de largo plazo a los seis meses, tras lo cual lo sobrepasa transitoriamente antes de estabilizarse. Con el ICEI, la relación es más que proporcional (1,845) y la

convergencia, monótona y considerablemente más lenta (53 meses). En los seis componentes restantes, el *test* de cotas no rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración. Por eso, sus elasticidades de largo plazo no se interpretan como relaciones de equilibrio, y en varios casos tampoco resultan significativas. En las ventas en supermercados (X_5) y los recursos tributarios (X_6), además, la suma de los coeficientes autorregresivos supera levemente la unidad, de modo que el modelo no define una relación de largo plazo.

Dinámica de corto plazo. A diferencia del largo plazo, la respuesta contemporánea del ICA-SFE es positiva y estadísticamente significativa frente a los ocho componentes. Las mayores elasticidades corresponden al número de empleados registrados (0,49) y al ICEI (0,31), seguidos por la remuneración al factor trabajo, los recursos tributarios y las ventas en supermercados (entre 0,12 y 0,15). Las menores corresponden al consumo de cemento, el patentamiento de automotores y las expectativas empresarias (entre 0,04 y 0,07). En todos los casos, el coeficiente del primer rezago es negativo y mayor en valor absoluto que el contemporáneo, lo que indica que buena parte de la respuesta inmediata se revierte en el mes siguiente. Los modelos en diferencias explican entre el 72% y el 81% de la variabilidad de las variaciones mensuales del ICA-SFE.

Consideraciones metodológicas. Dos resultados condicionan la lectura de lo anterior. En primer lugar, los residuos de los ocho modelos presentan autocorrelación serial, concentrada en los rezagos estacionales (12 y 24), patrón atribuible a los efectos residuales de la desestacionalización de las series. Esto refuerza las conclusiones de ausencia de cointegración, pero obliga a tomar con cautela las dos relaciones de cointegración identificadas. En segundo lugar, la persistencia estimada del ICA-SFE es muy cercana a la unidad en todos los modelos (entre 0,984 y 1,001), lo que vuelve imprecisas las elasticidades de largo plazo cuando la relación con el componente no está anclada por una cointegración. Por último, la escasa evidencia de cointegración en un marco bivariado no resulta sorprendente: dado que el ICA-SFE combina ocho componentes con trayectorias propias, su relación de largo plazo con cada uno de ellos por separado depende de que el resto acompañe esa evolución.

Estimación de los ocho modelos

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

- **Síntesis de resultados**

Indicador	Valor
Orden del modelo (BIC)	**ARDL(2, 2)**
Breusch-Godfrey (12): p-valor	**< 0,001**
Elasticidad contemporánea	**0,487**
Efecto de los rezagos (t−1; t−2)	**−0,808; 0,336**
Elasticidad de largo plazo	**0,955 (0,041)**
Efecto acumulado máximo	**1,06 (mes 17)**
Test de cotas: F (p-valor)[a]	**5,28 (0,014)**
Coeficiente de ajuste (π)	**−0,0162**
Meses para alcanzar el 90% del efecto de largo plazo	**6 meses**
R^2 ajustado del RECM	**0,805**

[a] Resultado a tomar con cautela, dada la autocorrelación de los residuos (ver diagnóstico de residuos).

- **Mejor combinación de rezagos por variable, según criterios de información AIC y BIC**

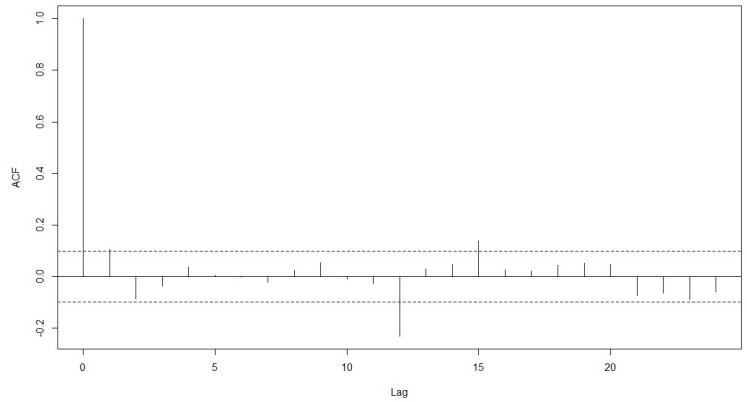
Criterio	Rezagos de Y (p)	Rezagos de X_1 (q)	Valor del criterio
AIC	2	2	−3.365,34
BIC	2	2	−3.337,60

- **Diagnóstico de residuos**

Modelo	Estadístico LM	Grados de libertad	p-valor	Conclusión
ARDL(2, 2) con constante	34,69	12	0,0005	Autocorrelación

Nota: test de Breusch-Godfrey. H_0: ausencia de autocorrelación serial de los residuos hasta el orden 12.

El modelo seleccionado presenta autocorrelación serial en los residuos: el *test* de Breusch-Godfrey rechaza la hipótesis nula al 1% de significancia. La función de autocorrelación muestra que la correlación se concentra en el rezago 12, patrón característico de los efectos residuales de la desestacionalización de las series.



Dada la autocorrelación detectada, los resultados de largo plazo y de ajuste que se presentan a continuación deben interpretarse con cautela (ver Métricas reportadas).

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

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
Constante	-0,0207	0,0073	-2,8230	0.0050	**
Y (t-1)	1,8220	0,0303	60,2020	< 0,0001	***
Y (t-2)	-0,8382	0,0302	-27,7680	< 0,0001	***
X_1 (t)	0,4871	0,0383	12,7140	< 0,0001	***
X_1 (t-1)	-0,8076	0,0584	-13,8360	< 0,0001	***
X_1 (t-2)	0,3360	0,0415	8,1000	< 0,0001	***

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

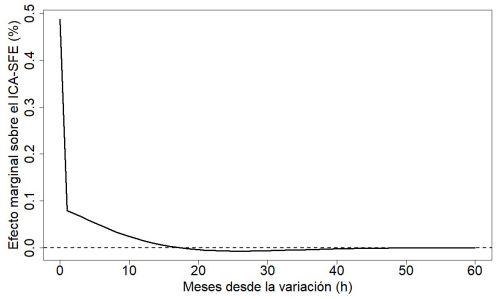
Para los puestos de trabajo registrados en la provincia (X_1), el modelo seleccionado es un ARDL(2, 2). La elasticidad contemporánea es 0,487: una variación del 1% en los puestos de trabajo se asocia, en el mismo mes, con una variación del 0,49% en el ICA-SFE. Los coeficientes de los rezagos son −0,808 y 0,336: el primero revierte buena parte del efecto contemporáneo y el segundo lo compensa parcialmente. La elasticidad de largo plazo, de acuerdo con la ecuación (2), es 0,955, de modo que un incremento permanente del 1% en los puestos de trabajo se asocia, una vez concluido el ajuste, con una variación del 0,955% en el ICA-SFE.

- **Efecto dinámico de X_1 sobre Y**

Mes (h)	Efecto mensual	Efecto acumulado
0	0,487	0,487
1	0,079	0,567
2	0,073	0,640
3	0,066	0,707
6	0,047	0,866
9	0,029	0,971
12	0,016	1,031

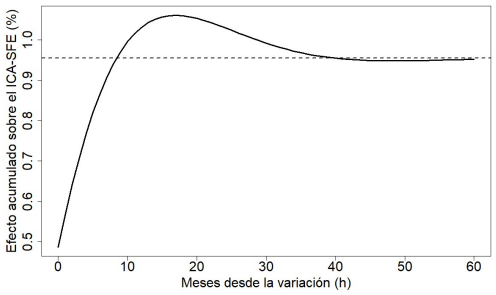
(A)

Efecto marginal (variación transitoria del 1%)



(B)

Efecto acumulado (variación permanente de 1%)



Ante un incremento permanente del 1% en los puestos de trabajo registrados, el efecto acumulado sobre el ICA-SFE crece rápidamente durante el primer año: alcanza 0,64% a los dos meses y 1,03% a los doce, valor que ya supera la elasticidad de largo plazo (0,955). El máximo se registra en torno al mes 17, con un efecto de aproximadamente 1,06%. A partir del mes 18, los efectos marginales se vuelven levemente negativos y el efecto acumulado desciende de forma gradual hasta converger a su valor de largo plazo. Esta respuesta no monótona, que sobrepasa transitoriamente el

equilibrio antes de estabilizarse, se debe a la estructura autorregresiva del ICA-SFE. Por último, el efecto acumulado alcanza el 90% de la elasticidad de largo plazo a los 6 meses, antes de sobrepasarla.

- ***Test* de cotas de Pesaran *et al.* (2001)**

Estadístico F	Cota I(0) al 5%	Cota I(1) al 5%	p-valor
5,28	3,62	4,14	0,01

Nota: caso 2 (constante restringida, sin tendencia). H_0: ausencia de relación de cointegración. Valores críticos asintóticos.

El estadístico F (5,28) supera la cota superior I(1) al 5% (4,14), por lo que se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración a ese nivel de significancia. No obstante, dada la autocorrelación detectada en los residuos, este resultado debe tomarse con cautela.

- **Modelo RECM del ARDL(2, 2) subyacente**

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
ΔY (t−1)	0,8382	0,0300	27,920	< 0,0001	***
ΔX_1 (t)	0,4871	0,0366	13,321	< 0,0001	***
ΔX_1 (t−1)	−0,3360	0,0402	−8,367	< 0,0001	***
ECT (t−1)	−0,0162	0,0041	−3,991	< 0,0001	***

Nota: muestra efectiva de 389 observaciones mensuales (marzo de 1994 a julio de 2026). R^2 ajustado = 0,805.

El coeficiente de ajuste ($\pi = -0{,}0162$) es negativo, estadísticamente significativo y se ubica entre −1 y 0, como se espera en presencia de cointegración. Indica que en cada mes se corrige alrededor de 1,6% del desvío del ICA-SFE respecto de su relación de equilibrio con el empleo registrado. En conjunto, el modelo explica alrededor del 80% de la variabilidad de las variaciones mensuales del ICA-SFE (R^2 ajustado = 0,805).

En el RECM, la relación de largo plazo no aparece en forma explícita, sino que está contenida en el ECT a través de θ_1, de acuerdo con la ecuación (2). Los coeficientes restantes describen la dinámica de corto plazo: la elasticidad contemporánea respecto de X_1 (0,487), igual a la estimada en el ARDL, y la inercia de las variaciones mensuales del ICA-SFE (0,838).

Los resultados son consistentes con el modelo ARDL: el coeficiente de ajuste equivale a $-(1-\varphi_1-\varphi_2) = -(1-0{,}984) \approx -0{,}016$, lo que confirma que la reducida magnitud del coeficiente de ajuste refleja la elevada persistencia del índice.

2. Modelo ARDL para Y (ICA-SFE) y X2 (Remuneración al factor trabajo en la provincia de Santa Fe)

- **Síntesis de resultados**

Indicador	Valor
Orden del modelo (BIC)	**ARDL(2, 2)**
Breusch-Godfrey (12): p-valor	**< 0,001**
Elasticidad contemporánea	**0,153**
Efecto de los rezagos (t−1; t−2)	**−0,248; 0,095**
Elasticidad de largo plazo	**−0,055 (2,053)[b]**
Efecto acumulado máximo	**0,247 (mes 12)**
Test de cotas: F (p-valor)[a]	**1,51 (0,619)**
Coeficiente de ajuste (π)	**−0,0011[b]**
Meses para alcanzar el 90% del efecto de largo plazo	**No se interpreta (sin cointegración)**
R^2 ajustado del RECM	**0,802**

[a] El estadístico F se ubica por debajo de la cota inferior I(0) al 5% (3,62): no hay evidencia de cointegración.

[b] No se interpretan como relación de equilibrio, dado que el *test* de cotas no indica cointegración.

- **Mejor combinación de rezagos por variable, según criterios de información AIC y BIC**

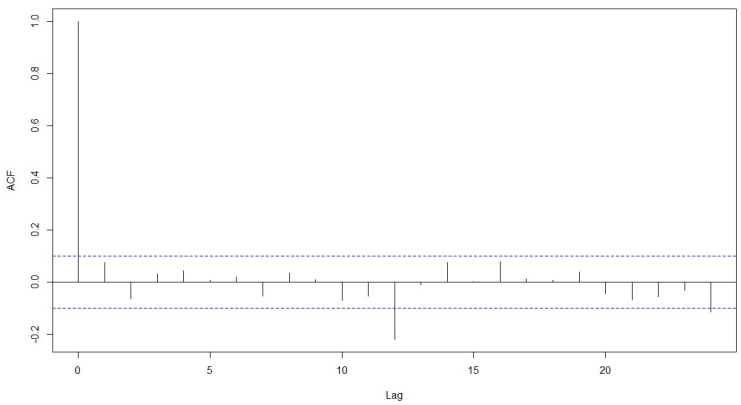
Criterio	Rezagos de Y (p)	Rezagos de X_2 (q)	Valor del criterio
AIC	2	2	−3.359,69
BIC	2	2	−3.331,95

- **Diagnóstico de residuos**

Modelo	Estadístico LM	Grados de libertad	p-valor	Conclusión
ARDL(2, 2) con constante	34,26	12	< 0,001	Autocorrelación

Nota: test de Breusch-Godfrey. H_0: ausencia de autocorrelación serial de los residuos hasta el orden 12.

El modelo seleccionado presenta autocorrelación serial en los residuos: el *test* de Breusch-Godfrey rechaza la hipótesis nula al 1% de significancia. La función de autocorrelación muestra que la correlación se concentra en el rezago 12, patrón característico de los efectos residuales de la desestacionalización de las series.



Dado que, como se verá, el test de cotas no rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración, la autocorrelación detectada no debilita esa conclusión, sino que la refuerza (ver Métricas reportadas).

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

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
Constante	0,0058	0,0065	0,894	0,372	
Y (t-1)	1,7823	0,0336	53,110	< 0,0001	***
Y (t-2)	-0,7834	0,0343	-22,819	< 0,0001	***
X_2 (t)	0,1528	0,0113	13,538	< 0,0001	***
X_2 (t-1)	-0,2483	0,0187	-13,251	< 0,0001	***
X_2 (t-2)	0,0955	0,0129	7,396	< 0,0001	***

Significancia: *** 0,001, ** 0,01, * 0,05

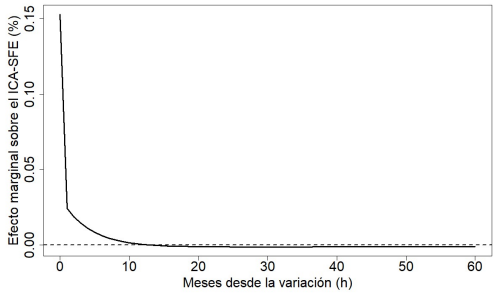
Para la remuneración al factor trabajo (X_2), el modelo seleccionado es un ARDL(2, 2). La elasticidad contemporánea es 0,153: una variación de 1% en la remuneración al factor trabajo se asocia, en el mismo mes, con una variación de 0,15% en el ICA-SFE. Los coeficientes de los rezagos son −0,248 y 0,095: el primero más que compensa el efecto contemporáneo y el segundo lo revierte parcialmente, de modo que la suma de los tres coeficientes es prácticamente nula. La elasticidad de largo plazo, de acuerdo con la ecuación (2), es −0,055, aunque, como se analiza a continuación, no resulta informativa.

- **Efecto dinámico de X_2 sobre Y**

Mes (h)	Efecto mensual	Efecto acumulado
0	0,1528	0,1528
1	0,0240	0,1768
2	0,0185	0,1953
3	0,0143	0,2096
6	0,0061	0,2348
9	0,0022	0,2447
12	0,0002	0,2470

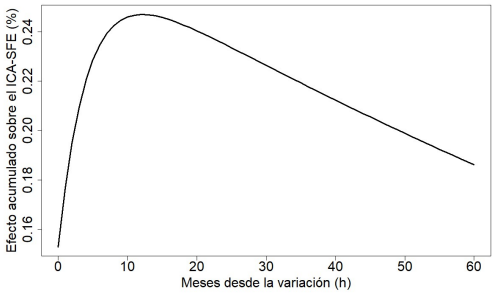
(A)

Efecto marginal (variación transitoria del 1%)



(B)

Efecto acumulado (variación permanente de 1%)



Ante un incremento permanente de 1% en la remuneración al factor trabajo, el efecto acumulado sobre el ICA-SFE parte de 0,15% en el mismo mes y crece durante los meses siguientes hasta alcanzar un máximo de 0,247% en el mes 12. A partir de entonces, desciende de forma gradual y muy lenta: a los 60 meses se ubica en 0,186%. El efecto de la

remuneración al factor trabajo sobre la actividad tiende, por lo tanto, a disiparse en el largo plazo, aunque de manera muy lenta.

Este comportamiento se explica porque la suma de los coeficientes de X_2 es prácticamente nula y la persistencia del ICA-SFE en este modelo es muy elevada (la suma de sus coeficientes autorregresivos es 0,999). En consecuencia, la elasticidad de largo plazo (−0,055) se estima con una precisión extremadamente baja: su error estándar (2,05) es casi 40 veces su valor, por lo que no resulta estadísticamente distinta de cero (p = 0,98), ni siquiera en su signo.

- ***Test* de cotas de Pesaran *et al.* (2001)**

Estadístico F	Cota I(0) al 5%	Cota I(1) al 5%	p-valor
1,51	3,62	4,14	0,62

Nota: caso 2 (constante restringida, sin tendencia). H_0: ausencia de relación de cointegración. Valores críticos asintóticos.

El estadístico F (1,51) se ubica por debajo de la cota inferior I(0) al 5% (3,62), por lo que no se encuentra evidencia de una relación de cointegración entre el ICA-SFE y la remuneración al factor trabajo. En consecuencia, la elasticidad de largo plazo y el coeficiente de ajuste estimados no se interpretan como una relación de equilibrio, y los resultados de esta variable se limitan a la dinámica de corto plazo.

- **Modelo RECM del ARDL(2, 2) subyacente (presentado a título informativo)**

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
ΔY (t−1)	0,7834	0,0328	23,864	< 0,0001	***
ΔX_2 (t)	0,1527	0,0111	13,822	< 0,0001	***
ΔX_2 (t−1)	-0,0955	0,0128	-7,445	< 0,0001	***
ECT (t−1)	-0,0011	0,0005	-2,132	0,0337	*

Nota: muestra efectiva de 389 observaciones mensuales (marzo de 1994 a julio de 2026). R^2 ajustado = 0,802.

Dado que el test de cotas no indica cointegración, el RECM se presenta únicamente a título informativo. El coeficiente del ECT (−0,0011) no se interpreta como velocidad de ajuste hacia un equilibrio. Si bien el estadístico t resulta significativo al 5% en términos convencionales, en ausencia de cointegración no sigue una distribución t estándar, por lo que su p-valor no es válido para contrastar la existencia de una relación de largo plazo.

Los coeficientes de corto plazo, en cambio, conservan su interpretación: la elasticidad contemporánea respecto de X_2 (0,153), igual a la estimada en el ARDL, y la inercia de las variaciones mensuales del ICA-SFE (0,783). En conjunto, el modelo explica alrededor del 80% de la variabilidad de las variaciones mensuales del ICA-SFE (R^2 ajustado = 0,802).

Los resultados son consistentes con el modelo ARDL: el coeficiente de ajuste equivale a $-(1-\varphi_1-\varphi_2) = -(1-0{,}9989) \approx -0{,}0011$, lo que refleja la persistencia muy elevada del índice en este modelo.

3. Modelo ARDL para Y (ICA-SFE) y X3 (Expectativas empresarias para incrementar el personal)

- **Síntesis de resultados**

Indicador	Valor
Orden del modelo (BIC)	**ARDL(2, 2)**
Breusch-Godfrey (12): p-valor	**0,024**
Elasticidad contemporánea	**0,043**
Efecto de los rezagos (t−1; t−2)	**−0,068; 0,026**
Elasticidad de largo plazo	**0,643 (0,363)[b]**
Efecto acumulado máximo	**No aplica (convergencia monótona)**
Test de cotas: F (p-valor)[a]	**2,99 (0,169)**
Coeficiente de ajuste (π)	**−0,0018[b]**
Meses para alcanzar el 90% del efecto de largo plazo	**No se interpreta (sin cointegración)**
R^2 ajustado del RECM	**0,717**

[a] El estadístico F se ubica por debajo de la cota inferior I(0) al 5% (3,62): no hay evidencia de cointegración.

[b] No se interpretan como relación de equilibrio, dado que el test de cotas no indica cointegración.

- **Mejor combinación de rezagos por variable, según criterios de información AIC y BIC**

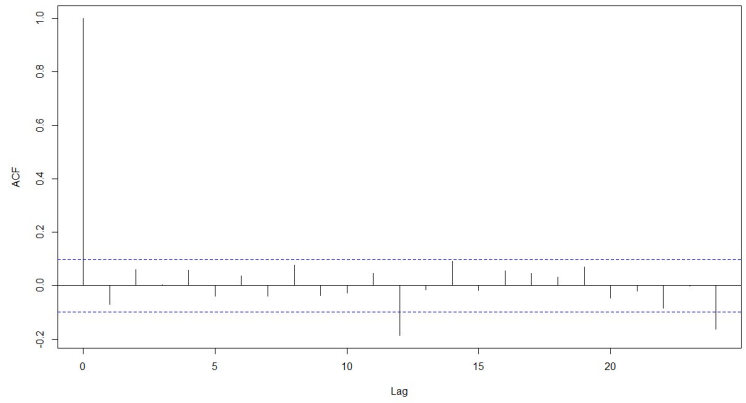
Criterio	Rezagos de Y (p)	Rezagos de X_3 (q)	Valor del criterio
AIC	2	2	−3.320,04
BIC	2	2	−3.192,30

- **Diagnóstico de residuos**

Modelo	Estadístico LM	Grados de libertad	p-valor	Conclusión
ARDL(2, 2) con constante	23,48	12	0,024	Autocorrelación

Nota: test de Breusch-Godfrey. H_0: ausencia de autocorrelación serial de los residuos hasta el orden 12.

El modelo seleccionado presenta autocorrelación serial en los residuos: el test de Breusch-Godfrey rechaza la hipótesis nula al 5% de significancia, aunque no al 1%. La función de autocorrelación muestra que la correlación se concentra en el rezago 12, patrón característico de los efectos residuales de la desestacionalización de las series.



Dado que, como se verá, el *test* de cotas no rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración, la autocorrelación detectada no debilita esa conclusión, sino que la refuerza (ver Métricas reportadas).

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

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
Constante	0,0035	0,0041	0,8640	0,3881	
Y (t-1)	1,7741	0,0317	55,8910	<0.001	***
Y (t-2)	-0,7760	0,0316	-24,5670	<0.001	***
X_3 (t)	0,0430	0,0089	4,8180	<0.001	***
X_3 (t-1)	-0,0680	0,0172	-3,9500	<0.001	***
X_3 (t-2)	0,0262	0,0090	2,9140	0,0038	**

Significancia: *** 0,001, ** 0,01, * 0,05

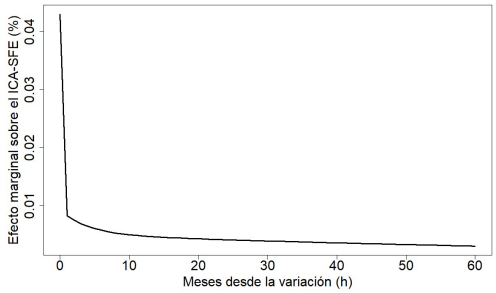
Para la remuneración al factor trabajo (X_3), el modelo seleccionado es un ARDL(2, 2). La elasticidad contemporánea es 0,043, esto es, ante una variación del 1% en la remuneración al factor trabajo se asocia, en el mismo mes, con una variación de 0,04% en el ICA-SFE. Los coeficientes de los rezagos son −0,068 y 0,026, lo cual indica una compensación del primero por encima del efecto contemporáneo con una reducción parcial por parte del segundo. La elasticidad de largo plazo, de acuerdo con la ecuación (2), es 0,643, aunque, como se analiza a continuación, se estima con escasa precisión.

- **Efecto dinámico de X_3 sobre Y**

Mes (h)	Efecto mensual	Efecto acumulado
0	0,0430	0,0430
1	0,0082	0,0512
2	0,0075	0,0587
3	0,0069	0,0655
6	0,0057	0,0837
9	0,0051	0,0995
12	0,0047	0,1141

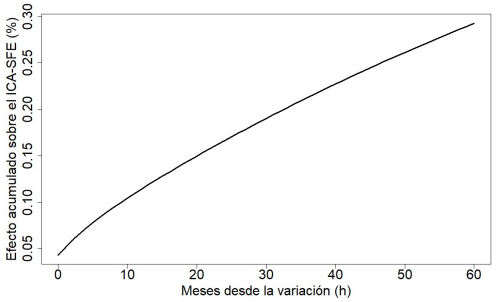
(A)

Efecto marginal (variación transitoria del 1%)



(B)

Efecto acumulado (variación permanente de 1%)



Ante un incremento permanente de 1% en la remuneración al factor trabajo, el efecto acumulado sobre el ICA-SFE es reducido en el corto plazo: alcanza 0,05% a los dos meses y 0,11% a los doce. A diferencia de lo observado con los puestos de trabajo registrados, el efecto se aproxima a su valor de largo plazo (0,643) de forma monótona, sin sobrepasarlo, y con una convergencia muy lenta: a los 60 meses alcanza 0,29%, alrededor del 45% de la elasticidad de largo plazo. Este comportamiento refleja la persistencia muy elevada del ICA-SFE en este modelo (la suma de sus coeficientes autorregresivos es 0,998), que reduce el denominador de la ecuación (2) a 0,002. Por la misma razón, la

elasticidad de largo plazo se estima con escasa precisión[2]: su error estándar es 0,363, por lo que no resulta estadísticamente significativa al 5% (p = 0,077). Además, como se muestra más adelante, el *test* de cotas no indica cointegración, por lo que este valor no se interpreta como una relación de equilibrio.

- ***Test* de cotas de Pesaran *et al.* (2001)**

Estadístico F	Cota I(0) al 5%	Cota I(1) al 5%	p-valor
2,99	3,62	4,14	0,169

Nota: caso 2 (constante restringida, sin tendencia). H_0: ausencia de relación de cointegración. Valores críticos asintóticos.

El estadístico F (2,99) se ubica por debajo de la cota inferior I(0) al 5% (3,62), por lo que no se encuentra evidencia de una relación de cointegración entre el ICA-SFE y la remuneración al factor trabajo. En consecuencia, la elasticidad de largo plazo y el coeficiente de ajuste estimados no se interpretan como una relación de equilibrio, y los resultados de esta variable se limitan a la dinámica de corto plazo.

- **Modelo RECM del ARDL(2, 2) subyacente (presentado a título informativo)**

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
ΔY (t−1)	0,7760	0,0312	24,8570	< 0,0001	***
ΔX_3 (t)	0,0430	0,0086	5,0030	< 0,0001	***
ΔX_3 (t−1)	-0,0262	0,0087	-3,0140	0,0028	**
ECT (t−1)	-0,0018	0,0006	-3,0040	0,0028	**

Nota: muestra efectiva de 389 observaciones mensuales (marzo de 1994 a julio de 2026). R^2 ajustado = 0,717.

Dado que el *test* de cotas no indica cointegración, el RECM se presenta únicamente a título informativo. El coeficiente del ECT (−0,0018) no se interpreta como velocidad de ajuste hacia un equilibrio. Si bien el estadístico t resulta significativo en términos convencionales, en ausencia de cointegración no sigue una distribución t estándar, por lo que su p-valor no es válido para contrastar la existencia de una relación de largo plazo.

Los coeficientes de corto plazo, en cambio, conservan su interpretación: la elasticidad contemporánea respecto de X_3 (0,043), igual a la estimada en el ARDL, y la inercia de las variaciones mensuales del ICA-SFE (0,776). En conjunto, el modelo explica alrededor del 72% de la variabilidad de las variaciones mensuales del ICA-SFE (R^2 ajustado = 0,717).

Los resultados son consistentes con el modelo ARDL: el coeficiente de ajuste equivale a $-(1-\varphi_1-\varphi_2) = -(1-0{,}9982) \approx -0{,}0018$, lo que confirma que la reducida magnitud del coeficiente de ajuste refleja la elevada persistencia del índice.

[2] El denominador de la ecuación (2) es la diferencia entre la unidad y la suma de los coeficientes autorregresivos (0,998), por lo que pequeñas variaciones en la estimación de esta suma alteran sensiblemente el resultado. Por ejemplo, si la suma fuera 0,997 o 0,999 en lugar de 0,998, la elasticidad de largo plazo resultaría de 0,42 o de 1,45, respectivamente.

4. Modelo ARDL para Y (ICA-SFE) y X_4 (Índice Compuesto de Evolución Industrial de la provincia de Santa Fe)
Síntesis de resultados

Indicador	Valor
Orden del modelo (BIC)	**ARDL(2, 2)**
Breusch-Godfrey (12): p-valor	**< 0,001**
Elasticidad contemporánea	**0,305**
Efecto de los rezagos (t−1; t−2)	**−0,450; 0,164**
Elasticidad de largo plazo	**1,845 (0,146)**
Efecto acumulado máximo	**No aplica (convergencia monótona)**
Test de cotas: F (p-valor)[a]	**6,09 (0,005)**
Coeficiente de ajuste (π)	**−0,0100**
Meses para alcanzar el 90% del efecto de largo plazo	**53**
R^2 ajustado del RECM	**0,733**

[a] Resultado a tomar con cautela, dada la autocorrelación de los residuos (ver diagnóstico de residuos).

- **Mejor combinación de rezagos por variable, según criterios de información AIC y BIC**

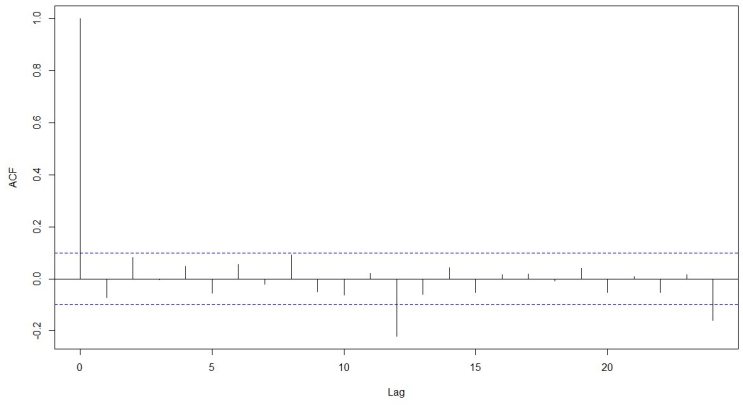
Criterio	Rezagos de Y (p)	Rezagos de X_4 (q)	Valor del criterio
AIC	2	2	−3.243,05
BIC	2	2	−3.215,31

- **Diagnóstico de residuos**

Modelo	Estadístico LM	Grados de libertad	p-valor	Conclusión
ARDL(2, 2) con constante	33,21	12	< 0,001	Autocorrelación

Nota: test de Breusch-Godfrey. H_0: ausencia de autocorrelación serial de los residuos hasta el orden 12.

El modelo seleccionado presenta autocorrelación serial en los residuos: el *test* de Breusch-Godfrey rechaza la hipótesis nula al 1% de significancia. La función de autocorrelación muestra que la correlación se concentra en el rezago 12, patrón característico de los efectos residuales de la desestacionalización de las series.



Dada la autocorrelación detectada, los resultados de largo plazo y de ajuste que se presentan a continuación deben interpretarse con cautela (ver Métricas reportadas).

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

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
Constante	-0,0376	0,0105	-3,576	0,0004	***
Y (t-1)	1,7047	0,0348	48,940	< 0,001	***
Y (t-2)	-0,7148	0,0338	-21,132	< 0,001	***
X_4 (t)	0,3049	0,0502	6,069	< 0,001	***
X_4 (t-1)	-0,4502	0,0969	-4,643	< 0,001	***
X_4 (t-2)	0,1639	0,0516	3,175	0,0016	**

Significancia: *** 0,001, ** 0,01, * 0,05

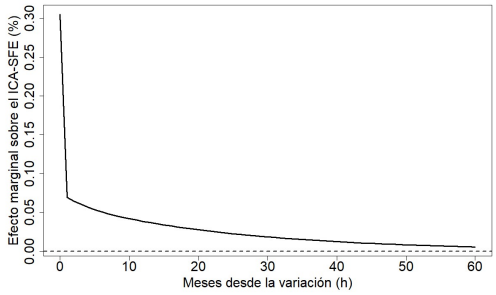
Para el Índice Compuesto de Evolución Industrial (X_4), el modelo seleccionado es un ARDL(2, 2). La elasticidad contemporánea es 0,305: una variación de 1% en el ICEI se asocia, en el mismo mes, con una variación de 0,31% en el ICA-SFE. Los coeficientes de los rezagos son −0,450 y 0,164: el primero más que compensa el efecto contemporáneo y el segundo lo revierte parcialmente. La elasticidad de largo plazo, de acuerdo con la ecuación (2), es 1,845 (error estándar de 0,146): un incremento permanente de 1% en el ICEI se asocia, una vez concluido el ajuste, con una variación de 1,85% en el ICA-SFE. Que la relación sea más que proporcional puede reflejar que, a lo largo del período analizado, el ICA-SFE creció más que el índice industrial, aunque, al tratarse de un modelo bivariado, este coeficiente recoge también la evolución común con los restantes componentes del índice.

- **Efecto dinámico de X_4 sobre Y**

Mes (h)	Efecto mensual	Efecto acumulado
0	0,305	0,305
1	0,070	0,374
2	0,065	0,439
3	0,060	0,499
6	0,051	0,660
9	0,044	0,798
12	0,038	0,919

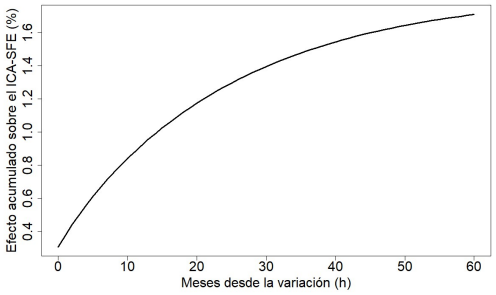
(A)

Efecto marginal (variación transitoria del 1%)



(B)

Efecto acumulado (variación permanente de 1%)



Ante un incremento permanente de 1% en el ICEI, el efecto acumulado sobre el ICA-SFE crece de forma sostenida: alcanza 0,44% a los dos meses, 0,92% a los doce y 1,71% a los 60. A diferencia de lo observado con los puestos de trabajo registrados, el efecto se aproxima a su valor de largo plazo (1,845) de forma monótona, sin sobrepasarlo. La

convergencia es considerablemente más lenta que en aquel caso: el efecto acumulado alcanza el 90% de la elasticidad de largo plazo a los 53 meses, frente a seis en el caso de los puestos de trabajo registrados. Esto se explica por la elevada persistencia del ICA-SFE en este modelo (la suma de sus coeficientes autorregresivos es 0,990).

- ***Test* de cotas de Pesaran *et al.* (2001)**

Estadístico F	Cota I(0) al 5%	Cota I(1) al 5%	p-valor
6,09	3,62	4,14	0,005

Nota: caso 2 (constante restringida, sin tendencia). H_0: ausencia de relación de cointegración. Valores críticos asintóticos.

El estadístico F (6,09) supera la cota superior I(1) al 5% (4,14), por lo que se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración entre el ICA-SFE y el ICEI a ese nivel de significancia. No obstante, dada la autocorrelación detectada en los residuos, este resultado debe tomarse con cautela.

- **Modelo RECM del ARDL(2, 2) subyacente**

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
ΔY (t−1)	0,7148	0,0336	21,284	< 0,0001	***
ΔX_4 (t)	0,3049	0,0496	6,148	< 0,0001	***
ΔX_4 (t−1)	-0,1639	0,0514	-3,186	0,0016	**
ECT (t−1)	-0,0101	0,0024	-4,287	< 0,0001	***

Nota: muestra efectiva de 389 observaciones mensuales (marzo de 1994 a julio de 2026). R^2 ajustado = 0,733.

El coeficiente de ajuste ($\pi = -0{,}010$) es negativo, estadísticamente significativo y se ubica entre −1 y 0, como se espera en presencia de cointegración. Indica que en cada mes se corrige alrededor de 1% del desvío del ICA-SFE respecto de su relación de equilibrio con el ICEI.

En el RECM, la relación de largo plazo no aparece en forma explícita, sino que está contenida en el ECT a través de θ_4, de acuerdo con la ecuación (2). Los coeficientes restantes describen la dinámica de corto plazo: la elasticidad contemporánea respecto de X_4 (0,305), igual a la estimada en el ARDL, y la inercia de las variaciones mensuales del ICA-SFE (0,715). En conjunto, el modelo explica alrededor del 73,3% de la variabilidad de las variaciones mensuales del ICA-SFE (R^2 ajustado = 0,733).

Los resultados son consistentes con el modelo ARDL: el coeficiente de ajuste equivale a $-(1-\varphi_1-\varphi_2) = -(1-0{,}9899) \approx -0{,}0101$, lo que confirma que la reducida magnitud del coeficiente de ajuste refleja la elevada persistencia del índice.

5. Modelo ARDL para Y (ICA-SFE) y X5 (Ventas en supermercados de gran superficie en la provincia de Santa Fe)

- **Síntesis de resultados**

Indicador	Valor
Orden del modelo (BIC)	**ARDL(2, 2)**
Breusch-Godfrey (12): p-valor	**0,035**
Elasticidad contemporánea	**0,120**
Efecto de los rezagos (t−1; t−2)	**−0,218; 0,096**
Elasticidad de largo plazo	**No definida[b]**
Efecto acumulado máximo	**0,120 (mes 0)**
Test de cotas: F (p-valor)[a]	**1,86 (0,48)**
Coeficiente de ajuste (π)	**0,0005[b]**
Meses para alcanzar el 90% del efecto de largo plazo	**No aplica (sin convergencia)**
R^2 ajustado del RECM	**0,739**

[a] El estadístico F se ubica por debajo de la cota inferior I(0) al 5% (3,62): no hay evidencia de cointegración.
[b] La suma de los coeficientes autorregresivos supera la unidad, por lo que el modelo no define una relación de largo plazo.

- **Mejor combinación de rezagos por variable, según criterios de información AIC y BIC**

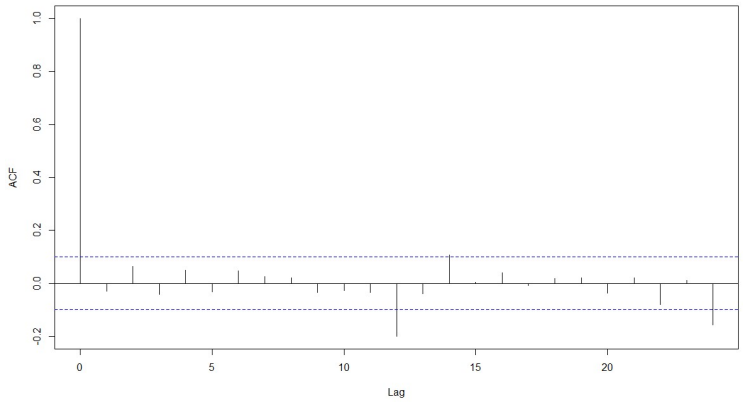
Criterio	Rezagos de Y (p)	Rezagos de X_5 (q)	Valor del criterio
AIC	2	2	−3.252,23
BIC	2	2	−3.224,49

- **Diagnóstico de residuos**

Modelo	Estadístico LM	Grados de libertad	p-valor	Conclusión
ARDL(2, 2) con constante	22,23	12	0,0350	Autocorrelación

Nota: test de Breusch-Godfrey. H_0: ausencia de autocorrelación serial de los residuos hasta el orden 12.

El modelo seleccionado presenta autocorrelación serial en los residuos: el *test* de Breusch-Godfrey rechaza la hipótesis nula al 5% de significancia, aunque no al 1%. La función de autocorrelación muestra que la correlación se concentra en los rezagos 12 y 24, patrón característico de los efectos residuales de la desestacionalización de las series.



Dado que, como se verá, el *test* de cotas no rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración, la autocorrelación detectada no debilita esa conclusión, sino que la refuerza (ver Métricas reportadas).

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

	Coeficiente	*Error estándar*	*Estadístico t*	*p-valor*	
Constante	0,0055	0,0037	1,4850	0,1380	
Y (t-1)	1,8020	0,0325	55,5120	< 0,0001	***
Y (t-2)	-0,8014	0,0327	-24,4930	< 0,0001	***
X_5 (t)	0,1197	0,0161	7,4460	< 0,0001	***
X_5 (t-1)	-0,2175	0,0276	-7,8950	< 0,0001	***
X_5 (t-2)	0,0958	0,0167	5,7450	< 0,0001	***

Significancia: *** 0,001, ** 0,01, * 0,05

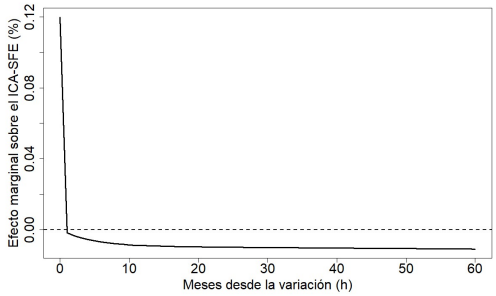
Para las ventas en supermercados de gran superficie (X_5), el modelo seleccionado es un ARDL(2, 2). La elasticidad contemporánea es 0,120: una variación de 1% en las ventas en supermercados se asocia, en el mismo mes, con una variación de 0,12% en el ICA-SFE. Los coeficientes de los rezagos son −0,218 y 0,096: el primero más que compensa el efecto contemporáneo y el segundo lo revierte parcialmente, de modo que la suma de los tres coeficientes es levemente negativa. Por otra parte, la suma de los coeficientes autorregresivos del ICA-SFE (1,0005) supera levemente la unidad, por lo que el modelo no define una relación de largo plazo: la ecuación (2) arroja un valor (3,614) que carece de interpretación económica y cuyo error estándar (8,793) confirma que no es informativo.

- **Efecto dinámico de X_5 sobre Y**

Mes (h)	Efecto mensual	Efecto acumulado
0	0,1197	0,1197
1	-0,0018	0,1180
2	-0,0033	0,1146
3	-0,0046	0,1101
6	-0,0070	0,0911
9	-0,0083	0,0673
12	-0,0090	0,0409

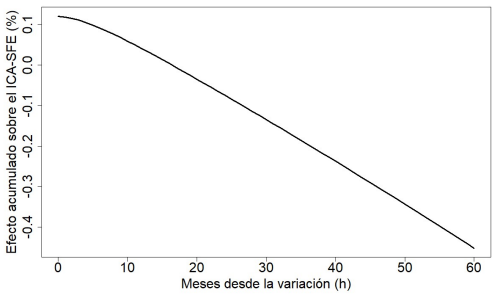
(A)

Efecto marginal (variación transitoria del 1%)



(B)

Efecto acumulado (variación permanente de 1%)



Ante un incremento permanente de 1% en las ventas en supermercados, el efecto acumulado sobre el ICA-SFE alcanza su máximo en el mismo mes (0,12%) y a partir de entonces disminuye de forma continua: se ubica en 0,11% a los dos meses y en 0,04% a los doce. Dado que la suma de los coeficientes autorregresivos supera la unidad, el efecto

acumulado no converge a un valor de largo plazo, por lo que su trayectoria solo se analiza en el corto plazo. El efecto de las ventas en supermercados sobre la actividad se limita, en consecuencia, a la respuesta contemporánea.

- ***Test* de cotas de Pesaran *et al.* (2001)**

Estadístico F	Cota I(0) al 5%	Cota I(1) al 5%	p-valor
1,86	3,62	4,14	0,48

Nota: caso 2 (constante restringida, sin tendencia). H_0: ausencia de relación de cointegración. Valores críticos asintóticos.

El estadístico F (1,86) se ubica por debajo de la cota inferior I(0) al 5% (3,62), por lo que no se encuentra evidencia de una relación de cointegración entre el ICA-SFE y las ventas en supermercados. En consecuencia, los resultados de esta variable se limitan a la dinámica de corto plazo.

- **Modelo RECM del ARDL(2, 2) subyacente (presentado a título informativo)**

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
ΔY (t−1)	0,8014	0,0322	24,8600	< 0,0001	***
ΔX_5 (t)	0,1197	0,0160	7,4880	< 0,0001	***
ΔX_5 (t−1)	-0,0958	0,0166	-5,7890	< 0,0001	***
ECT (t−1)	0,0005	0,0002	2,3650	0,0185	*

Nota: muestra efectiva de 389 observaciones mensuales (marzo de 1994 a julio de 2026). R^2 ajustado = 0,739.

Dado que el test de cotas no indica cointegración, el RECM se presenta únicamente a título informativo. El coeficiente del ECT es positivo (0,0005), lo que, lejos de indicar un ajuste hacia el equilibrio, refleja que la suma de los coeficientes autorregresivos supera la unidad; en ausencia de cointegración, además, su estadístico t no sigue una distribución estándar.

Los coeficientes de corto plazo, en cambio, conservan su interpretación: la elasticidad contemporánea respecto de X_5 (0,120), igual a la estimada en el ARDL, y la inercia de las variaciones mensuales del ICA-SFE (0,801). En conjunto, el modelo explica alrededor del 74% de la variabilidad de las variaciones mensuales del ICA-SFE (R^2 ajustado = 0,739).

Los resultados son consistentes con el modelo ARDL: el coeficiente de ajuste equivale a $-(1-\varphi_1-\varphi_2) = -(1-1{,}0005) \approx -0{,}005$, lo que refleja que la persistencia del índice en este modelo supera la unidad.

6. Modelo ARDL para Y (ICA-SFE) y X6 (Recursos tributarios de la provincia de Santa Fe)

- **Síntesis de resultados**

Indicador	Valor
Orden del modelo (BIC)	**ARDL(2, 2)**
Breusch-Godfrey (12): p-valor	**< 0,001**
Elasticidad contemporánea	**0,151**
Efecto de los rezagos (t−1; t−2)	**−0,199; 0,047**
Elasticidad de largo plazo	**No definida[b]**
Efecto acumulado máximo	**0,30 (mes 8)**
Test de cotas: F (p-valor)[a]	**2,06 (0,40)**
Coeficiente de ajuste (π)	**0,0003[b]**
Meses para alcanzar el 90% del efecto de largo plazo	**No aplica (sin convergencia)**
R^2 ajustado del RECM	**0,768**

[a] El estadístico F se ubica por debajo de la cota inferior I(0) al 5% (3,62): no hay evidencia de cointegración.
[b] La suma de los coeficientes autorregresivos supera la unidad, por lo que el modelo no define una relación de largo plazo.

- **Mejor combinación de rezagos por variable, según criterios de información AIC y BIC**

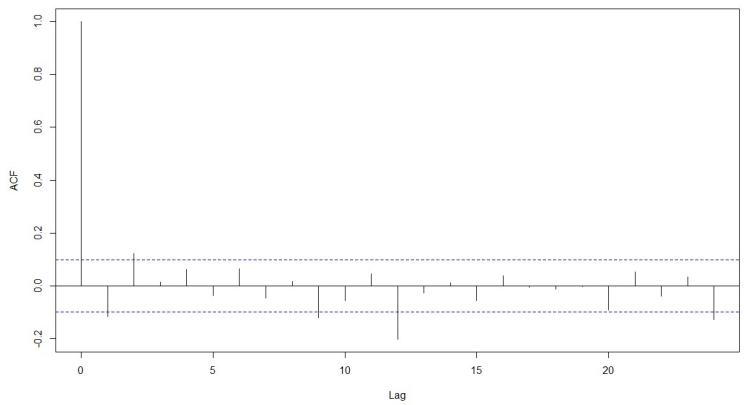
Criterio	Rezagos de Y (p)	Rezagos de X_6 (q)	Valor del criterio
AIC	2	2	−3.297,52
BIC	2	2	−3.269,78

- **Diagnóstico de residuos**

Modelo	Estadístico LM	Grados de libertad	p-valor	Conclusión
ARDL(2, 2) con constante	37,40	12	0,0002	Autocorrelación

Nota: test de Breusch-Godfrey. H_0: ausencia de autocorrelación serial de los residuos hasta el orden 12.

El modelo seleccionado presenta autocorrelación serial en los residuos: el *test* de Breusch-Godfrey rechaza la hipótesis nula al 1% de significancia. Al igual que en otras series componentes, la función de autocorrelación muestra que la correlación se concentra en los rezagos 12 y 24, patrón característico de los efectos residuales de la desestacionalización de las series.



Dado que, como se verá, el *test* de cotas no rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración, la autocorrelación detectada no debilita esa conclusión, sino que la refuerza (ver Métricas reportadas).

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

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
Constante	0,0053	0,0051	1,0360	0,3009	
Y (t-1)	1,6849	0,0359	46,9560	< 0,0001	***
Y (t-2)	-0,6847	0,0363	-18,8850	< 0,0001	***
X_6 (t)	0,1506	0,0142	10,6330	< 0,0001	***
X_6 (t-1)	-0,1987	0,0256	-7,7740	< 0,0001	***
X_6 (t-2)	0,0470	0,0161	2,9250	0,0037	**

Significancia: *** 0,001, ** 0,01, * 0,05

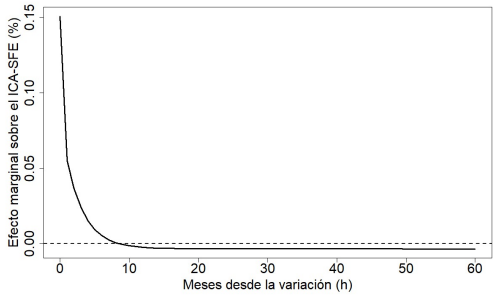
Para los recursos tributarios de la provincia (X_6), el modelo seleccionado es un ARDL(2, 2). La elasticidad contemporánea es 0,151: una variación de 1% en los recursos tributarios se asocia, en el mismo mes, con una variación de 0,15% en el ICA-SFE. Los coeficientes de los rezagos son −0,199 y 0,047: el primero más que compensa el efecto contemporáneo y el segundo lo revierte parcialmente, de modo que la suma de los tres coeficientes es levemente negativa. Por otra parte, la suma de los coeficientes autorregresivos del ICA-SFE (1,0003) supera levemente la unidad, por lo que el modelo no define una relación de largo plazo y el valor que arroja la ecuación (2) carece de interpretación económica.

- **Efecto dinámico de X_6 sobre Y**

Mes (h)	Efecto mensual	Efecto acumulado
0	0,1506	0,1506
1	0,0551	0,2057
2	0,0366	0,2423
3	0,0240	0,2664
6	0,0055	0,2968
9	-0,0005	0,2999
12	-0,0024	0,2942

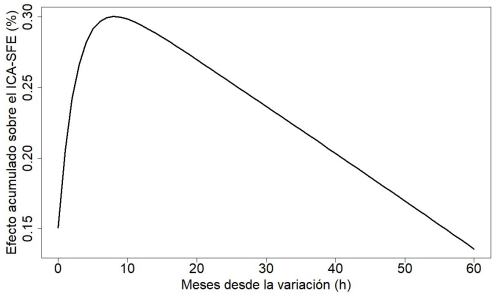
(A)

Efecto marginal (variación transitoria del 1%)



(B)

Efecto acumulado (variación permanente de 1%)



Ante un incremento permanente de 1% en los recursos tributarios, el efecto acumulado sobre el ICA-SFE crece durante los primeros meses: alcanza 0,24% a los dos meses y un máximo de alrededor de 0,30% en torno al mes 8. A partir de entonces comienza a disminuir lentamente (0,29% a los doce meses). Dado que la suma de los coeficientes

autorregresivos supera la unidad, el efecto acumulado no converge a un valor de largo plazo, por lo que su trayectoria solo se analiza en el corto plazo.

- ***Test* de cotas de Pesaran *et al.* (2001)**

Estadístico F	Cota I(0) al 5%	Cota I(1) al 5%	p-valor
2,06	3,62	4,14	0,40

Nota: caso 2 (constante restringida, sin tendencia). H_0: ausencia de relación de cointegración. Valores críticos asintóticos.

El estadístico F (2,06) se ubica por debajo de la cota inferior I(0) al 5% (3,62), por lo que no se encuentra evidencia de una relación de cointegración entre el ICA-SFE y los recursos tributarios. En consecuencia, los resultados de esta variable se limitan a la dinámica de corto plazo.

- **Modelo RECM del ARDL(2, 2) subyacente (presentado a título informativo)**

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
ΔY (t−1)	0,6847	0,0357	19,1730	< 0,0001	***
ΔX_6 (t)	0,1506	0,0139	10,8160	< 0,0001	***
ΔX_6 (t−1)	-0,0470	0,0158	-2,9640	0,0032	**
ECT (t−1)	0,0003	0,0001	2,4920	0,0131	*

Nota: muestra efectiva de 389 observaciones mensuales (marzo de 1994 a julio de 2026). R^2 ajustado = 0,768.

Dado que el test de cotas no indica cointegración, el RECM se presenta únicamente a título informativo. El coeficiente del ECT es positivo (0,0003), por lo que no indica un ajuste hacia el equilibrio; en ausencia de cointegración, además, su estadístico t no sigue una distribución estándar.

Los coeficientes de corto plazo, en cambio, conservan su interpretación: la elasticidad contemporánea respecto de X_6 (0,151), igual a la estimada en el ARDL, y la inercia de las variaciones mensuales del ICA-SFE (0,685). En conjunto, el modelo explica alrededor del 77% de la variabilidad de las variaciones mensuales del ICA-SFE (R^2 ajustado = 0,768).

Los resultados son consistentes con el modelo ARDL: el coeficiente del ECT equivale a $-(1-\varphi_1-\varphi_2) = -(1-1{,}0003) \approx 0{,}0003$, lo que refleja que la persistencia del índice en este modelo supera la unidad.

7. Modelo ARDL para Y (ICA-SFE) y X7 (Consumo de cemento en la provincia de Santa Fe)

- **Síntesis de resultados**

Indicador	Valor
Orden del modelo (BIC)	**ARDL(2, 2)**
Breusch-Godfrey (12): p-valor	**< 0,001**
Elasticidad contemporánea	**0,066**
Efecto de los rezagos (t−1; t−2)	**−0,084; 0,020**
Elasticidad de largo plazo	**0,584 (0,128)[b]**
Efecto acumulado máximo	**No aplica (convergencia monótona)**
Test de cotas: F (p-valor)[a]	**2,94 (0,18)**
Coeficiente de ajuste (π)	**−0,0042[b]**
Meses para alcanzar el 90% del efecto de largo plazo	**No se interpreta (sin cointegración)**
R^2 ajustado del RECM	**0,753**

[a] El estadístico F se ubica por debajo de la cota inferior I(0) al 5% (3,62): no hay evidencia de cointegración.
[b] No se interpretan como relación de equilibrio, dado que el *test* de cotas no indica cointegración.

- **Mejor combinación de rezagos por variable, según criterios de información AIC y BIC**

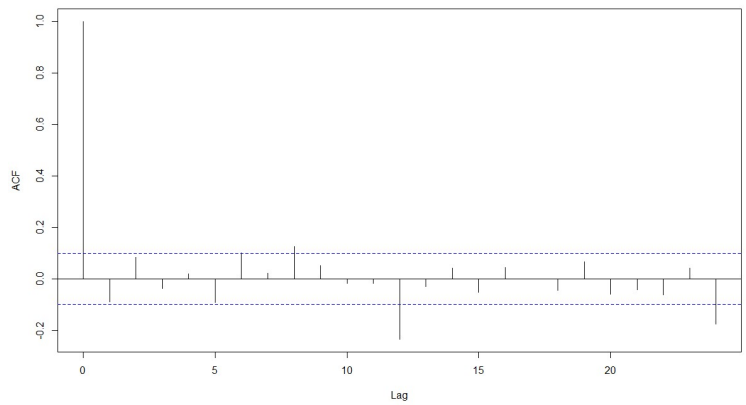
Criterio	Rezagos de Y (p)	Rezagos de X_7 (q)	Valor del criterio
AIC	2	2	−3.272,94
BIC	2	2	−3.245,20

- **Diagnóstico de residuos**

Modelo	Estadístico LM	Grados de libertad	p-valor	Conclusión
ARDL(2, 2) con constante	43,84	12	< 0,0001	Autocorrelación

Nota: test de Breusch-Godfrey. H_0: ausencia de autocorrelación serial de los residuos hasta el orden 12.

El modelo seleccionado presenta autocorrelación serial en los residuos: el *test* de Breusch-Godfrey rechaza la hipótesis nula al 1% de significancia. Al igual que en otras series componentes, la función de autocorrelación muestra que la correlación se concentra en los rezagos 12 y 24, patrón característico de los efectos residuales de la desestacionalización de las series.



Dado que, como se verá, el test de cotas no rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración, la autocorrelación detectada no debilita esa conclusión, sino que la refuerza (ver Métricas reportadas).

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

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
Constante	0,0104	0,0047	2,2150	0,0273	*
Y (t-1)	1,7053	0,0354	48,1830	< 0,0001	***
Y (t-2)	-0,7095	0,0347	-20,4420	< 0,0001	***
X_7 (t)	0,0663	0,0071	9,3110	< 0,0001	***
X_7 (t-1)	-0,0837	0,0126	-6,6430	< 0,0001	***
X_7 (t-2)	0,0199	0,0076	2,6020	0,0096	**

Significancia: *** 0,001, ** 0,01, * 0,05

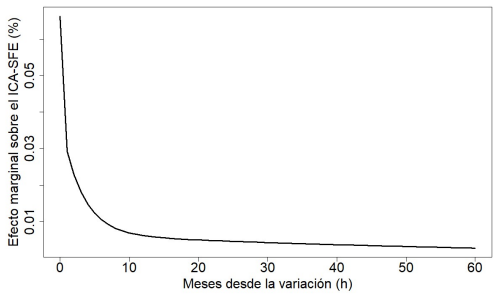
Para el consumo de cemento (X_7), el modelo seleccionado es un ARDL(2, 2). La elasticidad contemporánea es 0,066: una variación de 1% en el consumo de cemento se asocia, en el mismo mes, con una variación de 0,07% en el ICA-SFE. Los coeficientes de los rezagos son −0,084 y 0,020: el primero más que compensa el efecto contemporáneo y el segundo lo revierte parcialmente. La elasticidad de largo plazo, de acuerdo con la ecuación (2), es 0,584, aunque, como se analiza a continuación, no se interpreta como una relación de equilibrio.

- **Efecto dinámico de X_7 sobre Y**

Mes (h)	Efecto mensual	Efecto acumulado
0	0,0663	0,0663
1	0,0293	0,0956
2	0,0228	0,1184
3	0,0181	0,1365
6	0,0104	0,1739
9	0,0074	0,1985
12	0,0061	0,2179

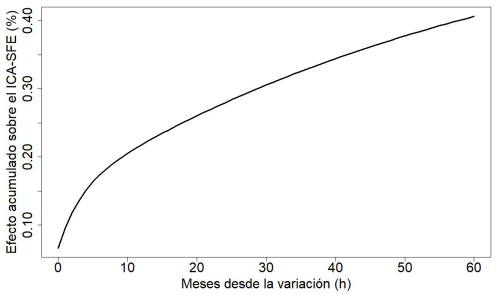
(A)

Efecto marginal (variación transitoria del 1%)



(B)

Efecto acumulado (variación permanente de 1%)



Ante un incremento permanente de 1% en el consumo de cemento, el efecto acumulado sobre el ICA-SFE crece de forma sostenida y monótona: alcanza 0,12% a los dos meses y 0,22% a los doce. La convergencia hacia su valor de largo plazo (0,584) es muy lenta, dada la elevada persistencia del ICA-SFE en este modelo (la suma de sus coeficientes autorregresivos es 0,996). Si bien la elasticidad de largo plazo resulta estadísticamente significativa en términos convencionales (error estándar de 0,128), en ausencia de cointegración esa significancia no respalda la existencia de una relación de equilibrio.

- ***Test* de cotas de Pesaran *et al.* (2001)**

Estadístico F	Cota I(0) al 5%	Cota I(1) al 5%	p-valor
2,94	3,62	4,14	0,18

Nota: caso 2 (constante restringida, sin tendencia). H_0: ausencia de relación de cointegración. Valores críticos asintóticos.

El estadístico F (2,94) se ubica por debajo de la cota inferior I(0) al 5% (3,62), por lo que no se encuentra evidencia de una relación de cointegración entre el ICA-SFE y el consumo de cemento. En consecuencia, la elasticidad de largo plazo y el coeficiente de ajuste estimados no se interpretan como una relación de equilibrio, y los resultados de esta variable se limitan a la dinámica de corto plazo.

- **Modelo RECM del ARDL(2, 2) subyacente (presentado a título informativo)**

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
ΔY (t−1)	0,7095	0,0341	20,8350	< 0,0001	***
ΔX_7 (t)	0,0663	0,0070	9,4860	< 0,0001	***
ΔX_7 (t−1)	-0,0199	0,0076	-2,6270	0,0090	**
ECT (t−1)	-0,0042	0,0014	-2,9760	0,0031	**

Nota: muestra efectiva de 389 observaciones mensuales (marzo de 1994 a julio de 2026). R^2 ajustado = 0,753.

Dado que el *test* de cotas no indica cointegración, el RECM se presenta únicamente a título informativo. El coeficiente del ECT (−0,0042) no se interpreta como velocidad de ajuste hacia un equilibrio. Si bien el estadístico t resulta significativo en términos convencionales, en ausencia de cointegración no sigue una distribución t estándar, por lo que su p-valor no es válido para contrastar la existencia de una relación de largo plazo.

Los coeficientes de corto plazo, en cambio, conservan su interpretación: la elasticidad contemporánea respecto de X_7 (0,066), igual a la estimada en el ARDL, y la inercia de las variaciones mensuales del ICA-SFE (0,710). En conjunto, el modelo explica alrededor del 75% de la variabilidad de las variaciones mensuales del ICA-SFE (R^2 ajustado = 0,753).

Los resultados son consistentes con el modelo ARDL: el coeficiente del ECT equivale a $-(1-\varphi_1-\varphi_2) = -(1-0{,}9958) \approx -0{,}0042$, lo que refleja la elevada persistencia del índice en este modelo.

8. Modelo ARDL para Y (ICA-SFE) y X8 (Patentamiento de automotores en la provincia de Santa Fe)

- **Síntesis de resultados**

Indicador	Valor
Orden del modelo (BIC)	**ARDL(2, 2)**
Breusch-Godfrey (12): p-valor	**< 0,001**
Elasticidad contemporánea	**0,051**
Efecto de los rezagos (t−1; t−2)	**−0,071; 0,020**
Elasticidad de largo plazo	**0,282 (0,205)[b]**
Efecto acumulado máximo	**No aplica (convergencia monótona)**
Test de cotas: F (p-valor)[a]	**2,84 (0,20)**
Coeficiente de ajuste (π	**−0,0021[b]**
Meses para alcanzar el 90% del efecto de largo plazo	**No se interpreta (sin cointegración)**
R^2 ajustado del RECM	**0,742**

[a] El estadístico F se ubica por debajo de la cota inferior I(0) al 5% (3,62): no hay evidencia de cointegración.
[b] No se interpretan como relación de equilibrio, dado que el *test* de cotas no indica cointegración.

- **Mejor combinación de rezagos por variable, según criterios de información AIC y BIC**

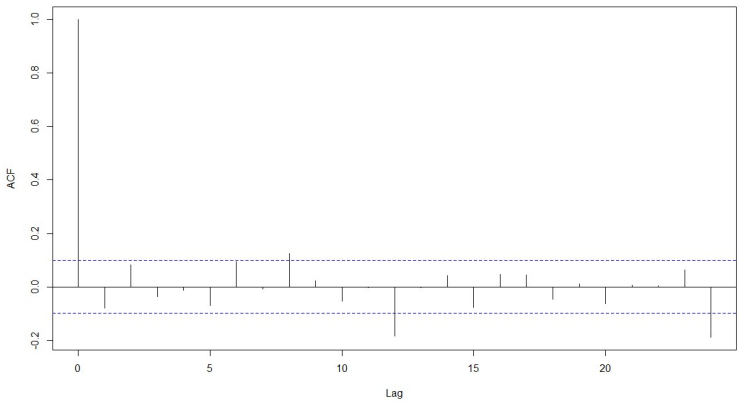
Criterio	Rezagos de Y (p)	Rezagos de X_8 (q)	Valor del criterio
AIC	2	2	−3.256,19
BIC	2	2	−3.228,44

- **Diagnóstico de residuos**

Modelo	Estadístico LM	Grados de libertad	p-valor	Conclusión
ARDL(2, 2) con constante	33,33	12	0,0004	Autocorrelación

Nota: test de Breusch-Godfrey. H_0: ausencia de autocorrelación serial de los residuos hasta el orden 12.

El modelo seleccionado presenta autocorrelación serial en los residuos: el *test* de Breusch-Godfrey rechaza la hipótesis nula al 1% de significancia. Al igual que en otras series componentes, la función de autocorrelación muestra que la correlación se concentra en los rezagos 12 y 24, patrón característico de los efectos residuales de la desestacionalización de las series.



Dado que, como se verá, el *test* de cotas no rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración, la autocorrelación detectada no debilita esa conclusión, sino que la refuerza (ver Métricas reportadas).

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

	Coeficiente	*Error estándar*	*Estadístico t*	*p-valor*	
Constante	0,0096	0,0048	1,9900	0,0473	*
Y (t-1)	1,7030	0,0371	45,8570	< 0,0001	***
Y (t-2)	-0,7051	0,0369	-19,1300	< 0,0001	***
X_8 (t)	0,0508	0,0062	8,1750	< 0,0001	***
X_8 (t-1)	-0,0706	0,0113	-6,2600	< 0,0001	***
X_8 (t-2)	0,0204	0,0065	3,1300	0,0019	**

Significancia: *** 0,001, ** 0,01, * 0,05

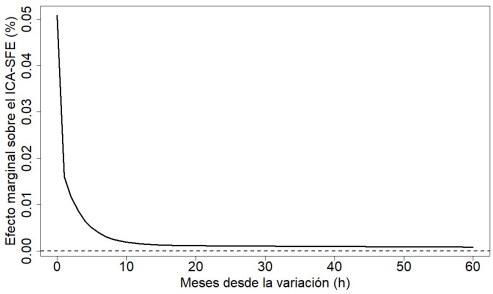
Para el patentamiento de automotores (X_8), el modelo seleccionado es un ARDL(2, 2). La elasticidad contemporánea es 0,051: una variación de 1% en el patentamiento de automotores se asocia, en el mismo mes, con una variación de 0,05% en el ICA-SFE. Los coeficientes de los rezagos son −0,071 y 0,020: el primero más que compensa el efecto contemporáneo y el segundo lo revierte parcialmente. La elasticidad de largo plazo, de acuerdo con la ecuación (2), es 0,282, aunque, como se analiza a continuación, no se interpreta como una relación de equilibrio.

- **Efecto dinámico de X_8 sobre Y**

Mes (h)	Efecto mensual	Efecto acumulado
0	0,0508	0,0508
1	0,0159	0,0667
2	0,0117	0,0784
3	0,0087	0,0871
6	0,0039	0,1024
9	0,0022	0,1103
12	0,0015	0,1154

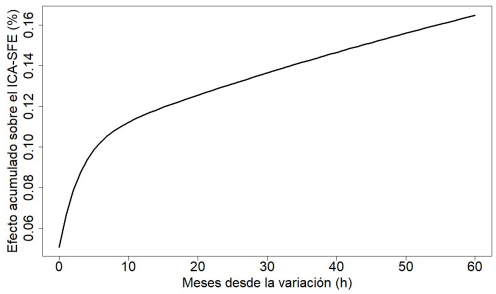
(A)

Efecto marginal (variación transitoria del 1%)



(B)

Efecto acumulado (variación permanente de 1%)



Ante un incremento permanente de 1% en el patentamiento de automotores, el efecto acumulado sobre el ICA-SFE crece de forma sostenida y monótona: alcanza 0,08% a los dos meses y 0,12% a los doce. La convergencia hacia su valor de largo plazo (0,282) es muy lenta, dada la elevada persistencia del ICA-SFE en este modelo (la suma de sus coeficientes autorregresivos es 0,998).

- ***Test* de cotas de Pesaran *et al.* (2001)**

Estadístico F	Cota I(0) al 5%	Cota I(1) al 5%	p-valor
2,84	3,62	4,14	0,20

Nota: caso 2 (constante restringida, sin tendencia). H_0: ausencia de relación de cointegración. Valores críticos asintóticos.

El estadístico F (2,84) se ubica por debajo de la cota inferior I(0) al 5% (3,62), por lo que no se encuentra evidencia de una relación de cointegración entre el ICA-SFE y el patentamiento de automotores. En consecuencia, la elasticidad de largo plazo y el coeficiente de ajuste estimados no se interpretan como una relación de equilibrio, y los resultados de esta variable se limitan a la dinámica de corto plazo. Por la misma razón, la elasticidad de largo plazo se estima con escasa precisión: su error estándar es 0,205, por lo que no resulta estadísticamente significativa al 5%.

- **Modelo RECM del ARDL(2, 2) subyacente (presentado a título informativo)**

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
ΔY (t−1)	0,7051	0,0362	19,5020	< 0,0001	***
ΔX_8 (t)	0,0508	0,0061	8,3450	< 0,0001	***
ΔX_8 (t−1)	-0,0204	0,0065	-3,1530	0,0018	**
ECT (t−1)	-0,0021	0,0007	-2,9250	0,0037	**

Nota: muestra efectiva de 389 observaciones mensuales (marzo de 1994 a julio de 2026). R^2 ajustado = 0,742.

Dado que el *test* de cotas no indica cointegración, el RECM se presenta únicamente a título informativo. El coeficiente del ECT (−0,0021) no se interpreta como velocidad de ajuste hacia un equilibrio. Si bien el estadístico t resulta significativo en términos convencionales, en ausencia de cointegración no sigue una distribución t estándar, por lo que su p-valor no es válido para contrastar la existencia de una relación de largo plazo.

Los coeficientes de corto plazo, en cambio, conservan su interpretación: la elasticidad contemporánea respecto de X_8 (0,051), igual a la estimada en el ARDL, y la inercia de las variaciones mensuales del ICA-SFE (0,705). En conjunto, el modelo explica alrededor del 74% de la variabilidad de las variaciones mensuales del ICA-SFE (R^2 ajustado = 0,742).

Los resultados son consistentes con el modelo ARDL: el coeficiente del ECT equivale a $-(1-\varphi_1-\varphi_2) = -(1-0{,}9979) \approx -0{,}0021$, lo que refleja la elevada persistencia del índice en este modelo.

ARDL POR BLOQUES

Mercado de trabajo

Especificación

Los modelos bivariados analizados en la sección anterior evalúan la relación del ICA-SFE con cada componente por separado. Como complemento, en esta sección se estima un modelo ARDL que incorpora en forma conjunta los tres componentes vinculados al mercado de trabajo: los puestos de trabajo registrados (X_1), la remuneración al factor trabajo (X_2) y las expectativas empresarias para incrementar el personal (X_3). El bloque combina así tres dimensiones complementarias: la cantidad de empleo, el ingreso que genera y su componente anticipatorio.

La especificación corresponde a la ecuación (1) con $\boldsymbol{k = 3}$ variables explicativas. A diferencia de los modelos bivariados, los coeficientes estimados representan efectos parciales, esto es, los coeficientes constituyen el efecto de

cada componente sobre el ICA-SFE manteniendo constante el efecto de los otros dos. Por este motivo, las elasticidades no son directamente comparables con las obtenidas en los modelos bivariados.

Selección del orden de rezagos

Dado el mayor número de variables, la búsqueda admite un máximo de seis rezagos por variable. El criterio BIC selecciona un ARDL(2, 2, 2, 2), mientras que el AIC selecciona un ARDL(4, 4, 4, 2). Se adopta, como en el resto del documento, el orden seleccionado por el BIC.

Criterio	*Rezagos de Y (p)*	*Rezagos de X_1*	*Rezagos de X_2*	*Rezagos de X_3*	*Valor del criterio*
AIC	4	4	4	2	−3.559,39
BIC	2	2	2	2	−3.487,69

Diagnóstico de residuos

Modelo	*Estadístico LM*	*Grados de libertad*	*p-valor*	*Conclusión*
ARDL(2, 2, 2, 2)	73,52	12	< 0,001	Autocorrelación

Nota: test de Breusch-Godfrey. H_0: ausencia de autocorrelación serial de los residuos hasta el orden 12.

Al igual que en los modelos bivariados, los residuos presentan autocorrelación serial: el *test* de Breusch-Godfrey rechaza la hipótesis nula al 1% de significancia. Dada la autocorrelación detectada, los resultados de largo plazo y de ajuste que se presentan a continuación deben interpretarse con cautela (ver Métricas reportadas).

Estimación del modelo ARDL(2, 2, 2, 2)

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
Constante	−0,0107	0,0063	−1,695	0,091	
Y (t−1)	1,7554	0,0329	53,416	< 0,0001	***
Y (t−2)	−0,7846	0,0330	−23,777	< 0,0001	***
X_1 (t)	0,3507	0,0343	10,232	< 0,0001	***
X_1 (t−1)	−0,5991	0,0487	−12,297	< 0,0001	***
X_1 (t−2)	0,2663	0,0349	7,633	< 0,0001	***
X_2 (t)	0,1282	0,0095	13,435	< 0,0001	***
X_2 (t−1)	−0,1758	0,0158	−11,127	< 0,0001	***
X_2 (t−2)	0,0531	0,0108	4,905	< 0,0001	***
X_3 (t)	0,0402	0,0060	6,724	< 0,0001	***
X_3 (t−1)	−0,0701	0,0114	−6,129	< 0,0001	***
X_3 (t−2)	0,0307	0,0060	5,142	< 0,0001	***

*Nota: variables en logaritmo natural. Muestra efectiva de 389 observaciones mensuales (marzo de 1994 a julio de 2026). Significancia: *** 0,1%; ** 1%; * 5%.*

Efectos de corto y largo plazo

Variable	Elasticidad contemporánea	Efecto de los rezagos (t−1; t−2)	Elasticidad de largo plazo (EE)
X_1: Puestos de trabajo registrados	0,351	−0,599; 0,266	0,614 (0,070)
X_2: Remuneración al factor trabajo	0,128	−0,176; 0,053	0,188 (0,039)
X_3: Expectativas empresarias	0,040	−0,070; 0,031	0,028 (0,015)

Los tres componentes presentan una elasticidad contemporánea positiva y significativa, con el mismo patrón observado en los modelos bivariados: el primer rezago revierte buena parte de la respuesta inmediata y el segundo la compensa parcialmente. En el largo plazo, la elasticidad parcial respecto de los puestos de trabajo registrados es 0,614: un incremento permanente de 1% en el empleo registrado, con la remuneración y las expectativas constantes, se asocia con una variación de 0,61% en el ICA-SFE. La elasticidad respecto de la remuneración al factor trabajo es 0,188, también significativa. La correspondiente a las expectativas empresarias (0,028) no resulta significativa al 5% (p = 0,061), lo que sugiere que su influencia sobre la actividad se concentra en el corto plazo.

La elasticidad de largo plazo respecto del empleo registrado es menor que la obtenida en el modelo bivariado (0,955). La diferencia es esperable dado que, en aquel modelo, el coeficiente recogía también la evolución que el empleo comparte con la remuneración y las expectativas, que en el modelo por bloques se atribuye a cada componente. Por otra parte, la remuneración al factor trabajo, cuya elasticidad de largo plazo no resultaba informativa en el modelo bivariado, presenta en este caso un efecto significativo.

Efecto dinámico

Mes (h)	X_1: efecto acumulado	X_2: efecto acumulado	X_3: efecto acumulado
0	0,351	0,128	0,040
1	0,367	0,177	0,041
2	0,388	0,216	0,041
3	0,410	0,246	0,040
6	0,481	0,291	0,038
9	0,543	0,292	0,035
12	0,587	0,271	0,031
60	0,614	0,189	0,028

Nota: efecto acumulado sobre el ICA-SFE (%) de una variación permanente de 1% en cada componente, manteniendo constantes los demás.

Ante un incremento permanente de 1% en los puestos de trabajo registrados, el efecto acumulado sobre el ICA-SFE parte de 0,35% en el mismo mes y alcanza 0,59% a los doce meses. El 90% de la elasticidad de largo plazo se alcanza a los 10 meses. El efecto acumulado registra un máximo de 0,63% en torno al mes 21 y luego se estabiliza en su valor de largo plazo (0,614), por lo que el sobrepaso es leve.

La remuneración al factor trabajo presenta una dinámica diferente. El efecto acumulado crece rápidamente durante los primeros meses, desde 0,13% en el mismo mes hasta un máximo de alrededor de 0,29% en torno al mes 6, y luego desciende de forma gradual hasta su valor de largo plazo (0,188), al que se aproxima hacia los 60 meses. La respuesta de la actividad a una variación de la remuneración es, por lo tanto, mayor en el corto y mediano plazo que en el largo plazo.

Por último, el efecto total de las expectativas empresarias es prácticamente inmediato. El mismo alcanza 0,04% en el mismo mes, se mantiene en ese nivel durante los primeros meses y luego se reduce lentamente hacia un valor de largo plazo (0,028) que no resulta estadísticamente significativo. Su influencia sobre la actividad se concentra, en consecuencia, en el corto plazo.

***Test* de cotas**

Estadístico F	Cota I(0) al 5%	Cota I(1) al 5%	p-valor
5,00	2,77	3,66	0,005

Nota: caso 2 (constante restringida, sin tendencia), k = 3. H_0: ausencia de relación de cointegración. Valores críticos asintóticos.

El estadístico F (5,00) supera la cota superior I(1) al 5% (3,66), por lo que se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración entre el ICA-SFE y el bloque de mercado de trabajo. No obstante, dada la autocorrelación detectada en los residuos, este resultado debe tomarse con cautela.

Modelo RECM del ARDL(2, 2, 2, 2) subyacente

	Coeficiente	Error estándar	Estadístico t	p-valor	
ΔY (t−1)	0,7846	0,0324	24,244	< 0,001	***
ΔX_1 (t)	0,3507	0,0314	11,166	< 0,001	***
ΔX_1 (t−1)	−0,2663	0,0330	−8,061	< 0,001	***
ΔX_2 (t)	0,1282	0,0094	13,593	< 0,001	***
ΔX_2 (t−1)	−0,0531	0,0107	−4,974	< 0,001	***
ΔX_3 (t)	0,0402	0,0057	7,108	< 0,001	***
ΔX_3 (t−1)	−0,0307	0,0057	−5,371	< 0,001	***
ECT (t−1)	−0,0293	0,0058	−5,026	< 0,001	***

Nota: muestra efectiva de 389 observaciones mensuales (marzo de 1994 a julio de 2026). R^2 ajustado = 0,878.

El coeficiente de ajuste ($\boldsymbol{\pi = -0,293}$) es negativo, estadísticamente significativo y se ubica entre −1 y 0, como se espera en presencia de cointegración. Indica que en cada mes se corrige alrededor de 2,9% del desvío del ICA-SFE respecto de su relación de equilibrio con el bloque de mercado de trabajo. En conjunto, el modelo explica alrededor del 88% de la variabilidad de las variaciones mensuales del ICA-SFE (R^2 ajustado = 0,878).

Los resultados son consistentes con el modelo ARDL: el coeficiente de ajuste equivale a $\boldsymbol{-(1 - \varphi_1 - \varphi_2) = -(1 - 0,9707) \approx -0,0293}$.

Comparación con el modelo bivariado del empleo registrado

Indicador	Bivariado (X_1)	Bloque de mercado de trabajo
Test de cotas: F (cota I(1) al 5%)	5,28 (4,14)	5,00 (3,66)
p-valor del test de cotas	0,014	0,005
Elasticidad de largo plazo de X_1 (EE)	0,955 (0,041)	0,614 (0,070)
Coeficiente de ajuste (π)	−0,0162	−0,0293
Persistencia del ICA-SFE ($\varphi_1 + \varphi_2$)	0,984	0,971
Meses para alcanzar el 90% del efecto de largo plazo de X_1	6	10
R^2 ajustado del RECM	0,805	0,878

La comparación se realiza con el modelo bivariado del empleo registrado, dado que fue el único de los tres componentes del bloque con evidencia de cointegración cuando se los analizó por separado. Frente a ese modelo, la incorporación conjunta de los tres componentes mejora la especificación. La evidencia de cointegración es más clara, dado que el estadístico F supera la cota superior con mayor margen. El coeficiente de ajuste casi se duplica, lo que indica que el ICA-SFE se encuentra más anclado a su relación de equilibrio cuando se consideran en forma conjunta las tres dimensiones del mercado laboral. Además, el modelo explica una mayor proporción de las variaciones mensuales del índice.

Respecto de los modelos bivariados de la remuneración al factor trabajo y de las expectativas empresarias, que no presentaban evidencia de cointegración, el bloque permite identificar un efecto de largo plazo significativo de la remuneración (0,188), mientras que el de las expectativas no resulta significativo al 5%.

Consideraciones

Tres aspectos condicionan la lectura de estos resultados. En primer lugar, la autocorrelación de los residuos es más pronunciada que en los modelos bivariados, lo que refuerza la cautela sobre el *test* de cotas. En segundo lugar, el criterio AIC selecciona un orden mayor (ARDL(4, 4, 4, 2)), por lo que los resultados podrían ser sensibles a la especificación de rezagos. En tercer lugar, si la remuneración al factor trabajo corresponde a la masa salarial, es decir, al producto entre el empleo y el salario real, la variable incorpora en parte al propio empleo registrado. En ese caso, los coeficientes de X_1 y X_2 deben interpretarse en forma conjunta, y una especificación alternativa con el salario real implícito permitiría separar ambas dimensiones.

Bibliografía

- Almon, S. (1965). The distributed lag between capital appropriations and expenditures. Econometrica, 33(1), 178-196.
- Cho, J. S., Greenwood-Nimmo, M., & Shin, Y. (2019). *Two-step estimation of the nonlinear autoregressive distributed lag model* (Working Paper No. 2019rwp-154). Yonsei University, Yonsei Economics Research Institute. (2019rwp-154). https://ideas.repec.org/p/yon/wpaper/2019rwp-154.html
- 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. https://doi.org/10.1111/joes.12450
- Koyck, L. M. (1954). Distributed lags and investment analysis. North-Holland Publishing Company.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of econometrics*, *54*(1-3), 159-178. https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y
- Natsiopoulos, K., & Tzeremes, N. G. (2023). *ARDL: ARDL, ECM and bounds-test for cointegration* (Versión 0.2.4) [Paquete de R]. Comprehensive R Archive Network (CRAN). https://CRAN.R-project.org/package=ARDL
- 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. y Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. En S. Strøm (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp. 371-413). Cambridge University Press. https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011
- Pesaran, M. H., Shin, Y. y Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. https://doi.org/10.1002/jae.616
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. biometrika, 75(2), 335-346. https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications* (pp. 281-314). New York, NY: Springer New York. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9

Anexo 1: Pruebas de raíz unitaria de Phillips-Perron

Tabla A1 | Prueba de Phillips-Perron sobre las series en logaritmo natural, en niveles y en primera diferencia

Variable	Serie	Niveles		Primera diferencia		Orden de integración
		Z(α)	**p-valor**	**Z(α)**	**p-valor**	
LN(Y)	ICA-SFE	−2,36	0,958	−69,99	< 0,01	I(1)
LN(X_1)	Número de empleados registrados	−0,29	> 0,99	−367,23	< 0,01	I(1)
LN(X_2)	Remuneración al factor trabajo	−17,84	0,112	−69,56	< 0,01	I(1)
LN(X_3)	Expectativas de tomar de personal	−2,40	0,957	−242,34	< 0,01	I(1)
LN(X_4)	ICEI	−9,98	0,552	−76,10	< 0,01	I(1)
LN(X_5)	Ventas en supermercados	−3,06	0,931	−180,75	< 0,01	I(1)
LN(X_6)	Recursos tributarios	−8,09	0,657	−94,52	< 0,01	I(1)
LN(X_7)	Consumo de cemento	−4,84	0,840	−117,32	< 0,01	I(1)
LN(X_8)	Patentamiento de automotores	−8,30	0,646	−137,03	< 0,01	I(1)

Nota: H_o: la serie presenta raíz unitaria; H_1: la serie es estacionaria. Se reporta el estadístico Z(α) de Phillips-Perron, con regresión de prueba que incluye constante y tendencia lineal y parámetro de truncamiento de rezagos igual a 5. Los p-valores se obtienen por interpolación de la tabla de valores críticos y están acotados entre 0,01 y 0,99. Se rechaza H_o cuando el p-valor es inferior al nivel de significancia adoptado (5%). Período: [mes/año]–[mes/año]. Cálculos realizados con el paquete tseries de R.

En el caso de LN(X_2), remuneración al factor trabajo, el estadístico de Phillips-Perron en niveles se ubica próximo al valor crítico del 10%. Como prueba complementaria se aplica el test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), cuya hipótesis nula es la estacionariedad alrededor de una tendencia determinística, es decir, la inversa de la prueba PP. En la prueba PP, rechazar la hipótesis nula indica que la serie es estacionaria, mientras que no rechazarla sugiere la presencia de una raíz unitaria. En el KPSS ocurre lo contrario: rechazar la hipótesis nula indica que la serie no es estacionaria, y no rechazarla es compatible con la estacionariedad. En consecuencia, la evidencia de una raíz unitaria resulta más robusta cuando la PP no rechaza su hipótesis nula y el KPSS sí lo hace. Así, la tabla A2 recoge los resultados de aplicar la prueba sobre la variable LN(X_3) en niveles.

Tabla A2 | Prueba KPSS sobre LN(X_3) en niveles

Variable	**Estadístico KPSS**	**p-valor**	**Conclusión**
LN(X_2)	0,195	0,018	No estacionaria

Nota: H_o: la serie es estacionaria alrededor de una tendencia; H_1: la serie presenta raíz unitaria. Parámetro de truncamiento de rezagos igual a 5. Cálculos realizados con el paquete tseries de R.

Se rechaza la hipótesis nula al 5% de significancia, lo que confirma el resultado de la prueba PP: LN(X_2) es no estacionaria en niveles.