

## Exportaciones, inversión privada y crecimiento económico en el Perú: un análisis de cointegración 1950 - 2024

### *Export, Private Investment and Economic Growth in Peru: An Analysis of Cointegration 1950 2024*

Sebastián Javier Uriol Chávez

E-mail: [suriol@unprg.edu.pe](mailto:suriol@unprg.edu.pe)

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5982-0693>

Universidad Nacional Pedro Ruiz Gallo

Iván Ricardo Varías Rodríguez

Email: [ivariasr@unprg.edu.pe](mailto:ivariasr@unprg.edu.pe)

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9774-0571>

Universidad Nacional Pedro Ruiz Gallo

Fiorella del Pilar Ibañez Dávila

Email: [C28711@utp.edu.pe](mailto:C28711@utp.edu.pe)

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-8234-7101>

Universidad Tecnológica del Perú

Recibido: 17/03/2025

Aprobado: 04/06/2025

Publicado: 05/06/2025

#### Cómo citar este trabajo:

Uriol Chávez, S.J., Varías Rodríguez, I.R., & Ibañez Dávila, F. del P. (2025). Exportaciones, inversión privada y crecimiento económico en el Perú: Un análisis de cointegración 1950 - 2024. Revista Reflexiones De La Sociedad Y Economía, 2(1), 137-155. <https://doi.org/10.62776/rse.v2i1.49>



© Los autores. Este artículo es publicado por la Revista Reflexiones de la sociedad y economía de la Universidad Nacional Pedro Ruiz Gallo de Lambayeque, Perú, como acceso abierto bajo los términos de la Licencia *Creative Commons Atribución* 4.0 Internacional (<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>). Esta licencia permite compartir (copiar y redistribuir el material en cualquier medio o formato) y adaptar (remezclar, transformar y construir a partir del material) el contenido para cualquier propósito, incluido el uso comercial

## RESUMEN

Este estudio analiza la relación de largo plazo entre exportaciones, inversión privada y crecimiento económico en el Perú durante el período 1950-2024, empleando técnicas econométricas de cointegración y la prueba de causalidad de Granger. Los resultados confirman que las exportaciones tienen un efecto positivo y significativo sobre el crecimiento económico, con un impacto mayor que el de la inversión privada. Asimismo, se demuestra que las exportaciones impulsan la inversión privada, lo que refuerza su papel como motor del desarrollo económico. El modelo de corrección de errores evidencia que, ante desequilibrios, la economía peruana ajusta gradualmente su trayectoria hacia el equilibrio de largo plazo. Estos hallazgos sugieren que fortalecer el sector exportador y fomentar la diversificación de productos pueden ser estrategias clave para un crecimiento económico sostenido.

**Palabras clave:** Modelo de crecimiento, Teoría del desarrollo, Comercio Internacional, Inversión

## ABSTRACT

This study analyzes the long-term relationship between exports, private investment, and economic growth in Peru from 1950 to 2024 using cointegration econometric techniques and the Granger causality test. The results confirm that exports have a positive and significant effect on economic growth, with a greater impact than private investment. Additionally, the findings indicate that exports drive private investment, reinforcing their role as a key driver of economic development. The error correction model shows that, in the presence of short-term imbalances, the Peruvian economy gradually adjusts toward its long-term equilibrium. These findings suggest that strengthening the export sector and promoting product diversification could be essential strategies for achieving sustained economic growth.

**Keywords:** Growth Model, Development Theory, International Trade, Investment

## INTRODUCCION

En la literatura económica hay un amplio debate respecto al papel de las exportaciones en el crecimiento económico, variados estudios han puesto de manifiesto que una estrategia basada en las exportaciones puede impulsar fuertemente el crecimiento de una economía, toda vez que facilita la asignación eficiente de los recursos, fomentando la especialización productiva y mejorando de esta manera la competitividad e incentivando la inversión privada (Toledo, 2017). En este marco el caso peruano resulta de interés dada la particularidad de su estructura económica que tiene como base la explotación de recursos naturales y una progresiva integración al mercado internacional. Desde 1950 a la actualidad, el Perú ha tenido transformaciones en su estructura económica y su esquema comercial.

En las décadas de 1950 y 1960, en el Perú se aplicó el denominado modelo de industrialización por sustitución de importaciones, trayendo como consecuencia la limitación del crecimiento del sector exportador (Rosemary Thorp & Geoffrey Bertrarn, 1981). A partir de la década de 1990 debido a la liberalización económica y acuerdos comerciales se consolidó un modelo pro exportador (Morón et al., 2006). Los últimos años tienen particular interés pues factores como la diversificación de productos de

exportación y el auge del comercio electrónico han hecho posible una reconfiguración de la relación entre crecimiento económico exportaciones e inversión.

El papel de las exportaciones como motor del crecimiento económico ha sido objeto de numerosas investigaciones. Aun cuando los fundamentos teóricos establecen con claridad la relación exportaciones crecimiento económico, existen serios desacuerdos en cuanto a la dirección de la causalidad y la magnitud de los efectos. Para algunos autores, son las exportaciones las que explican el crecimiento económico; para otros, es el crecimiento económico el que impulsa las exportaciones. Además, hay quienes afirman que existe una relación de causalidad bidireccional entre ambas variables (Lanie & Bataka, 2018)

En ese contexto teórico, se tiene que considerar entonces a los países denominados industrializados donde se aprecia con claridad el origen del proceso técnico mientras otros, como el caso del Perú, sus estructuras son fundamentalmente primarias y de escasa diversificación. Este dualismo trae consigo que las denominadas economías emergentes adquieran el progreso técnico de los países industrializados frente a la imposibilidad de desarrollar por sí mismos los mencionados avances (Alderete Torales & Cabral López, 2024).

Mandujano-Allpoc et al. (2025), en su estudio sobre la economía peruana analizan el efecto de las exportaciones agrícolas tanto en el corto como el largo plazo sobre el crecimiento económico. Para ello emplean un modelo econométrico de vectores autorregresivos en cuya especificación incluyen las variables PBI, exportaciones agrícolas, inflación acumulada y tipo de cambio. Los autores concluyen que las exportaciones agrícolas tienen un efecto bastante significativo en el crecimiento de la producción. La prueba de causalidad que se aplica, muestra que las exportaciones agrícolas influyen significativamente en el PBI. En suma, el estudio concluye que las exportaciones agrícolas constituyen un factor clave para el crecimiento económico aun teniendo que sortear problemas de naturaleza estructural como la migración, falta de apoyo a productores y una marcada volatilidad económica.

El desarrollo económico es un proceso complejo, que estructuralmente, supone el tránsito de una economía cuya base es la producción y exportación de materias y productos primarios hasta llegar a la generación de bienes con un mayor valor agregado (Almanza-Ramírez et al., 2020). Empero, esta transición no se da en forma lineal o automática y ha sido motivo de discusión por diversos autores, toda vez que los países denominados en vías de desarrollo presentan dificultades para transformar su estructura productiva. En estas circunstancias impera el modelo primario exportador que limita su capacidad para generar empleos adecuados, reducir la pobreza y desigualdad, así como afrontar problemas inflacionarios. Estas características son manifiestas en varios países de América, lo que dificulta una integración de mayor eficiencia a los mercados globales.

Vera et al., (2017) sostienen que, en años recientes, se ha notado bastante apoyo desde la literatura empírica a la idea de potenciar el sector exportador y eléctrico, con el fin de estimular la producción de un país, en contraposición al diseño de políticas comerciales, de corte proteccionista, las cuales tienden a reducir las relaciones económicas internacionales. Los autores centran su análisis en 14 países de América Latina bajo el enfoque de la cointegración, tomando en cuenta la relación causal entre exportaciones, producción eléctrica y crecimiento económico, concluyendo que las

exportaciones de alta tecnología no tienen significación estadística en la relación econométrica, con lo cual se corrobora que la región, es exportadora de bienes de poco valor agregado.

Numerosos estudios que tienen en cuenta la relación entre comercio exterior y crecimiento económico han recurrido a pruebas estadísticas basadas en regresiones simples (Jung & Marshall, 1985). Sin embargo, este enfoque ha sido seriamente cuestionado, toda vez que no permite identificar con precisión la relación de causalidad estadística entre las variables analizadas, de forma especial en contextos heterogéneos. Metodologías econométricas más sofisticadas, superan los supuestos restrictivos de los modelos lineales tradicionales, especialmente los denominados vectores autorregresivos (VAR), modelos de corrección de errores (MCE) y técnicas de cointegración, permiten analizar con mayor precisión la dinámica de corto y largo plazo de variables macroeconómicas. Estos enfoques permiten no solo esclarecer la dirección de la causalidad, sino también aportar evidencia más sólida para el diseño de políticas públicas orientadas al desarrollo.

En Pakistán, un estudio de Saleem et al.(2023) utilizaron la técnica econométrica de regresión distribuida autorregresiva (ARDL). Sus hallazgos confirman la existencia de una relación de largo plazo entre exportaciones y crecimiento económico. Además, los resultados también señalan que las variaciones en las exportaciones producen efectos diferenciados dependiendo de la etapa del ciclo económico en que se encuentre la economía. Esto apoya una nueva perspectiva: la respuesta del crecimiento económico a las fluctuaciones de las exportaciones no es homogénea, si bien se reafirma el vínculo a largo plazo, entre ellas.

El objetivo principal de este estudio es analizar la relación de largo plazo entre las exportaciones, la inversión privada y el crecimiento económico en Perú para el periodo 1950-2024. Para ello, se emplearán técnicas econométricas de cointegración, las cuales permiten evaluar la existencia de relaciones de equilibrio estables entre variables. Esta metodología proporcionará evidencia empírica sobre la validez de la hipótesis del crecimiento económico impulsado por las exportaciones y por la inversión privada. Adicionalmente, se utilizará la prueba de causalidad de Granger para determinar la direccionalidad de estas relaciones. Se prestará especial atención al rol de la inversión privada, considerando la presunción de que, en economías emergentes, la causalidad podría originarse desde las exportaciones hacia la inversión privada. Por tanto, resulta fundamental verificar empíricamente si estas tres variables –exportaciones, inversión privada y crecimiento económico– han mantenido una relación estable de largo plazo durante el periodo analizado.

## METODOLOGIA

Este estudio tiene como objetivo analizar la relación de largo plazo entre exportaciones, inversión privada y crecimiento económico en el Perú durante el período 1950-2024 y para este propósito se emplea un enfoque cuantitativo con un diseño no experimental y de tipo longitudinal, que se extiende desde 1950 hasta 2024 para examinar las variables macroeconómicas en Perú. El estudio incluye la formulación de un modelo ARDL, un modelo de ajuste de errores y la causalidad de Granger. Las fuentes de información para esta investigación abarcan el Banco Central de Reserva del Perú, el Instituto Nacional de Estadística e Informática, el Banco Mundial (WDI) y la Penn World Table. Los datos obtenidos son de carácter anual y se presentan en valores reales ajustados a precios constantes de 2007 para el PBI, la inversión privada y las exportaciones.

En la metodología econométrica utilizada, se comienza con el examen de la estacionariedad de las variables, condición esencial para evitar regresiones espurias en los modelos econométricos. Como se mencionó, se utilizarán los modelos de rezagos distribuidos autorregresivos (ARDL), ya que estos permiten incluir variables integradas de orden cero  $I(0)$  o de orden uno  $I(1)$ , evitando que se utilicen órdenes de integración mayores a  $I(2)$  y con ello la pérdida de grados de libertad. La identificación del rezago adecuado se realiza antes de llevar a cabo la prueba de cointegración. Si se confirma la existencia de relaciones de cointegración, se procede a la formulación y estimación de un Modelo de Corrección de Errores (VECM). Este modelo facilita el análisis de la dinámica en el corto plazo y permite cuantificar el coeficiente de corrección necesario para restaurar el equilibrio a largo plazo entre las variables.

La relación de causalidad entre las variables, en este caso, exportaciones, inversión privada y crecimiento económico (PBI), serán analizadas utilizando el método de causalidad de Granger. Este método es esencial para entender las relaciones entre estos elementos macroeconómicos. El análisis econométrico incorporará un conjunto completo de pruebas de hipótesis, elaboradas para reducir al mínimo la posibilidad de cometer errores tipo I, es decir, la posibilidad de rechazar una hipótesis, cuando esta es verdadera. Serán especialmente importantes las pruebas de estabilidad de parámetros (CUSUM y CUSUMSQ), las cuales validarán la solidez de los resultados y reforzarán la consistencia de las conclusiones del estudio.

El modelo base para el presente estudio tiene que ver con el denominado *ARDL Modelo autorregresivo y retardos distribuidos* en cuya estructura están presentes la variable dependiente, los rezagos de esta y los rezagos de otras variables independientes. En términos generales la especificación sería:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q1} \delta_{1j} X_{t-j} + \sum_{j=0}^{q2} \delta_{2j} X_{2,t-j} + \dots + \sum_{j=0}^{qk} \delta_{kj} X_{k,t-j} + U_t \quad (1)$$

Donde:

$Y_t$  Variable dependiente para el periodo t.

$X_{kt}$  Representa las k variables independientes en el periodo t.

$\alpha$  Es el termino constante.

$\beta_i$  Son los coeficientes de los retardos de  $Y_t$  (Parte autorregresiva).

$\delta_{kj}$  Son los coeficientes de los retardos de cada explicativa  $X_k$  (Retardos distribuidos).

p Es el número de retardos de la variable dependiente.

qk Es el número de retardos de la k-ésima variable independiente

$U_t$  Es el termino de perturbación

En particular en este caso, nuestras variables son

PBI Producto Bruto Interno (2007=100).

EXPOR Exportaciones totales (2007=100).

IBFP Inversión Bruta Fija Privada (2007=100).

Además de ello las variables en mención son tratadas en logaritmos, lo que tiene que ver con una interpretación más adecuada para el objetivo planteado y serán tratadas con el software STATA y en su caso EVIEWS. El modelo ARDL para este estudio es entonces:

$$LPBI_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i LPBI_{t-i} + \sum_{j=0}^{q1} \delta_{1j} LEXPOR_{t-j} + \sum_{j=0}^{q2} \delta_{2j} LIBFP_{t-j} + U_t \quad (2)$$

El orden de los retardos, p,q1y q2 son determinados mediante los criterios AIC o BIC

En concordancia con el modelo elegido, se llevara a cabo la prueba de cointegración siguiendo el enfoque de (Pesaran & Shin, 1999). Es importante tener en cuenta la complejidad de los fenómenos que se observan (Kripfganz & Schneider, 2023) toda vez que algunas variables tienen un comportamiento un tanto errantico en el corto plazo pero predecible y estable en el largo plazo. Por ende, se pretende descubrir ese tipo de relaciones dinámicas entre las variables. Además se utiliza los programas implementados en STATA 17 (Jordán & Philips, 2018).

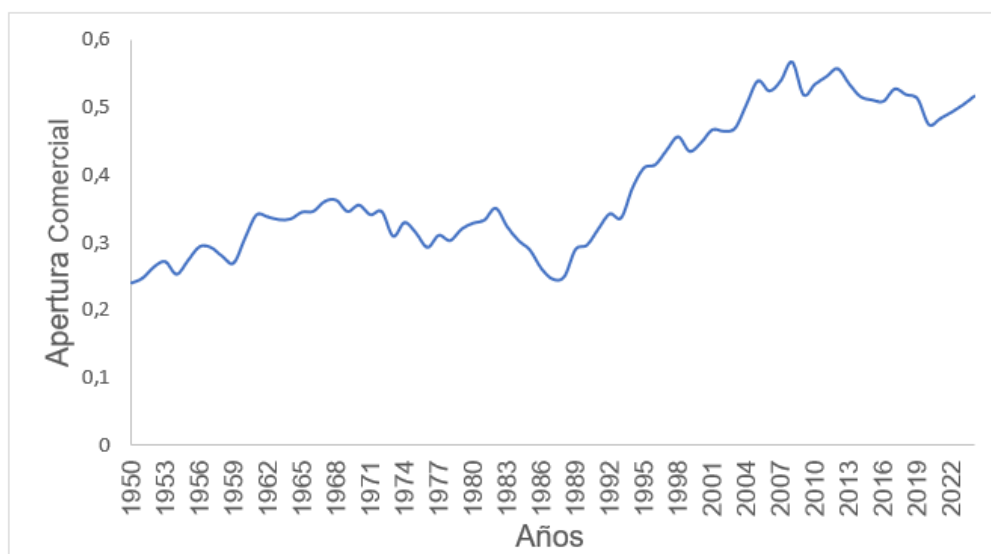
## RESULTADOS

En primer término, se muestra la relación del Perú con el “resto del mundo”, esto se expresa en lo que se denomina el coeficiente de apertura comercial y que responde a la siguiente expresión matemática:

$$AC = \frac{Exportaciones + Importaciones}{Producto Bruto Interno} \quad (3)$$

La Figura 1 ilustra la evolución del coeficiente de apertura comercial para la economía peruana entre 1950 y 2024, destacando su valor más bajo en 1988. Este mínimo coincide con un período de severa crisis económica.

La historia económica del Perú revela que, en 1983, bajo la presidencia de Fernando Belaunde Terry, el país experimentó un crecimiento negativo del 12%. Esta contracción fue resultado de la abrupta caída de los precios de los productos de exportación y de factores internos como la alta inflación. Estos elementos convergieron para desencadenar, en 1988, una crisis de balanza de pagos posiblemente sin precedentes en la historia peruana. A partir de ese año, el coeficiente de apertura comercial mostró una clara tendencia ascendente, redefiniendo la integración del país con la economía global.

**Figura 1***Coeficiente de apertura comercial 1950 2024*

Para fines de estimación del modelo, se tiene que determinar cuántos serán los retardos o rezagos que hay que utilizar en el cálculo mismo, para ello mostramos la tabla 1 en la que se muestran los resultados del caso:

**Tabla 1***Cálculo del retardo optimo*

| Lag | LL        | LR        | df | p       | FPE         | AIC       | HQIC      | SBIC      |
|-----|-----------|-----------|----|---------|-------------|-----------|-----------|-----------|
| 0   | -21,80820 |           |    |         | 0,0004210   | 0,74054   | 0,779605  | 0,839259  |
| 1   | 260,05800 | 563,73000 | 9  | 0,00000 | 0,0000001   | -7,40472  | -7,24847  | -7,00985* |
| 2   | 276,67600 | 33,23600  | 9  | 0,00000 | 0,00000098* | -7,63212* | -7,35868* | -6,9411   |
| 3   | 281,64900 | 9,94630   | 9  | 0,35500 | 0,0000001   | -7,51192  | -7,12129  | -6,52474  |
| 4   | 283,93400 | 4,56970   | 9  | 0,87000 | 0,0000001   | -7,31146  | -6,80365  | -6,02813  |
| 5   | 295,11300 | 22,35700  | 9  | 0,00800 | 0,0000001   | -7,37650  | -6,75149  | -5,79702  |
| 6   | 298,59000 | 6,95430   | 9  | 0,64200 | 0,0000002   | -7,21164  | -6,46944  | -5,336    |
| 7   | 307,26700 | 17,35500  | 9  | 0,04300 | 0,0000002   | -7,20200  | -6,34262  | -5,03022  |
| 8   | 317,28300 | 20,032*   | 9  | 0,01800 | 0,0000002   | -7,23233  | -6,25576  | -4,76439  |

La tabla 1 muestra con claridad que el rezago optimo es el que está marcado con los asteriscos siendo que los indicadores FPE, AIC y HQIC arrojan el retardo 2, como optimo y será el que se va a utilizar.

Analizamos luego cual es el orden de integración de nuestras variables de estudio, se aplica la prueba de Dickey Fuller para tal caso:

**Tabla 2**

*Orden de integración las variables*

| Variables | Niveles |              | Primeras Diferencias |              |       |
|-----------|---------|--------------|----------------------|--------------|-------|
|           | Valor t | Probabilidad | Valor t              | Probabilidad | Orden |
| PBI       | 0,424   | 0,9824       | -3,577               | 0,0062       | I(1)  |
| EXPOR     | -0,189  | 0,9398       | -4,976               | 0,0000       | I(1)  |
| IBFP      | 1,108   | 0,9953       | -4,270               | 0,0005       | I(1)  |

Como se puede observar para las variables en niveles, la probabilidad es mayor que 0,05. Esto indica que las series tienen raíz unitaria y por tanto no son estacionarias. Sin embargo, cuando aplicamos la prueba a las variables en diferencias, cada una de las probabilidades es menor que 0,05 con lo que se acepta la hipótesis de que no hay raíz unitaria y en consecuencia las series son estacionarias en diferencias. Dado que las series se vuelven estacionarias al diferenciarlas una vez, se clasifican como integradas de orden uno I(1), tal como se detalla en la última columna de la Tabla 2. Una de las ventajas del modelo ARDL para el análisis de cointegración es su flexibilidad, ya que permite trabajar con variables que son I(0) o I(1), o una combinación de ambas, pero nunca con órdenes de integración superiores. Siendo las series integradas de orden uno, es posible hacer el análisis de la estabilidad a largo plazo y de su consecuente retorno al equilibrio cuando hay un desequilibrio en el corto plazo.

**Tabla 3**

*Estimación del modelo ARDL (2,2,2)*

ARDL (2,2,2) regression

|                            |               |   |        |
|----------------------------|---------------|---|--------|
| Sample:1954 thru 2024      | Number of obs | = | 71     |
|                            | F(8, 62)      | = | 6045,1 |
|                            | Prob > F      | = | 0,0000 |
|                            | R-squared     | = | 0,9987 |
|                            | Adj R-squared | = | 0,9986 |
| Log likelihood = 165.64781 | Root MSE      | = | 0,0251 |

| lpbi | Coefficient | Std. err. | t     | P>t   | [95% conf. interval] |
|------|-------------|-----------|-------|-------|----------------------|
| lpbi |             |           |       |       |                      |
| L1.  | 1,1623      | 0,1117    | 10,40 | 0,000 | 0,9390 1,3856        |
| L2.  | -0,3043     | 0,1016    | -3,00 | 0,004 | -0,5075 -0,1012      |

|        |         |        |       |       |         |         |
|--------|---------|--------|-------|-------|---------|---------|
| lexpor |         |        |       |       |         |         |
| -.     | 0,1329  | 0,0374 | 3,55  | 0,001 | 0,0582  | 0,2077  |
| L1.    | -0,2159 | 0,0535 | -4,04 | 0,000 | -0,3228 | -0,1090 |
| L2.    | 0,1571  | 0,0425 | 3,70  | 0,000 | 0,0722  | 0,2420  |
| libfp  |         |        |       |       |         |         |
| -.     | 0,2185  | 0,0220 | 9,95  | 0,000 | 0,1746  | 0,2624  |
| L1.    | -0,2538 | 0,0396 | -6,41 | 0,000 | -0,3330 | -0,1747 |
| L2.    | 0,0669  | 0,0314 | 2,13  | 0,037 | 0,0041  | 0,1297  |
| _cons  | 0,6409  | 0,1363 | 4,70  | 0,000 | 0,3685  | 0,9133  |

La tabla 3 muestra la estimación tal como fue la especificación mostrada más arriba; es decir, con dos retardos para cada una de las variables, notando con suma claridad que todos los coeficientes son estadísticamente significativos. Siendo los coeficientes de determinación equivalentes a 0,9987, se está indicando un buen ajuste o, lo que es lo mismo, un gran porcentaje de explicación de las independientes (predeterminadas) hacia la dependiente (endógena). Esto está corroborado por el indicador F, el mismo que tiene un valor de 6045,1, indicando que la prueba de hipótesis conjunta de que los coeficientes son iguales a 0 es rechazada de forma contundente, con lo que la representatividad del fenómeno en estudio es adecuada tanto individual como global.

Luego de estimado el modelo ADRL, se pasa a estimar el modelo de corrección de errores, el mismo que establece las relaciones de corto y largo plazo entre variables cointegradas. Se basa en la existencia de una ecuación de cointegración que representa el equilibrio de largo plazo, e incorpora un término de corrección de errores que ajusta las desviaciones temporales respecto a dicho equilibrio. Cuando dos o más series temporales están cointegradas, significa que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas; pudiendo ocurrir que en el corto plazo se desvíen del mencionado equilibrio, y es cuando el modelo permite determinar un porcentaje de corrección de estas desviaciones para volver al equilibrio.

Una de las ventajas de utilizar el modelo de corrección de errores es que permite una comprensión cabal de las relaciones entre variables, diferente a los modelos de regresión tradicional que obvian la naturaleza dinámica de las variables de análisis; mejorando el poder de explicación y predicción, ofreciendo información muy valiosa para quienes están buscando desarrollar estrategias de crecimiento económico teniendo como base la evidencia empírica. La tabla 4 muestra la estimación del modelo de corrección de errores tomado como base el modelo ARDL. En la tabla 5 se presenta el análisis de cointegración para determinar la existencia o no de una relación de largo plazo entre las variables del estudio.

Tabla 4

Estimación modelo de corrección de errores

|                            |        |             |          |               |        |           |           |
|----------------------------|--------|-------------|----------|---------------|--------|-----------|-----------|
| ARDL (2,2,2) regression    |        |             |          |               |        |           |           |
| Sample:1954 thru 2024      |        |             |          | Number of obs | =      | 71        |           |
|                            |        |             |          | R-squared     | =      | 0,7657    |           |
|                            |        |             |          | Adj R-squared | =      | 0,7355    |           |
| Log likelihood = 165.64781 |        |             |          | Root MSE      | =      | 0,0251    |           |
|                            | D.lpb  | Coefficient | Std.err. | t             | P>t    | [95%conf. | interval] |
| ADJ                        |        |             |          |               |        |           |           |
|                            | lpbi   |             |          |               |        |           |           |
|                            | L1.    | -0,1420     | 0,0305   | -4,6600       | 0,0000 | -0,2030   | -0,0810   |
| LR                         |        |             |          |               |        |           |           |
|                            | lexpor |             |          |               |        |           |           |
|                            | L1.    | 0,5218      | 0,0989   | 5,2800        | 0,0000 | 0,3241    | 0,7196    |
|                            | libfp  |             |          |               |        |           |           |
|                            | L1.    | 0,2223      | 0,0984   | 2,2600        | 0,0270 | 0,0257    | 0,4190    |
| SR                         |        |             |          |               |        |           |           |
|                            | lpbi   |             |          |               |        |           |           |
|                            | LD.    | 0,3043      | 0,1016   | 3,0000        | 0,0040 | 0,1012    | 0,5075    |
|                            | lexpor |             |          |               |        |           |           |
|                            | D1.    | 0,1329      | 0,0374   | 3,5500        | 0,0010 | 0,0582    | 0,2077    |
|                            | LD.    | -0,1571     | 0,0425   | -3,7000       | 0,0000 | -0,2420   | -0,0722   |
|                            | libfp  |             |          |               |        |           |           |
|                            | D1.    | 0,2185      | 0,0220   | 9,9500        | 0,0000 | 0,1746    | 0,2624    |
|                            | LD.    | -0,0669     | 0,0314   | -2,1300       | 0,0370 | -0,1297   | -0,0041   |
|                            | _cons  | 0,6409      | 0,1363   | 4,7000        | 0,0000 | 0,3685    | 0,9133    |

Tabla 5

Análisis de cointegración con la prueba de límites

|            |           |              |                     |          |              |               |             |               |
|------------|-----------|--------------|---------------------|----------|--------------|---------------|-------------|---------------|
| Pesaran    | Shin      | and          | Smith               | -2001    | bounds       | test          |             |               |
| <b>H0:</b> | <b>no</b> | <b>level</b> | <b>relationship</b> | <b>F</b> | <b>=</b>     | <b>7,381</b>  |             |               |
| Case       | 3         |              |                     | <b>t</b> | <b>=</b>     | <b>-4,656</b> |             |               |
| Finite     | sample    | (2           | variables           | 71       | observations | 5             | short-run   | coefficients) |
| Kripfganz  | and       | Schneider    | -2020               | critical | values       | and           | approximate | p-values      |

| Estadístico | 10%    |        | 5%     |        | 1%     |        | P value |       |
|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|-------|
|             | I(0)   | I(1)   | I(0)   | I(1)   | I(0)   | I(1)   | I(0)    | I(1)  |
| <b>F</b>    | 3,202  | 4,229  | 3,888  | 5,025  | 5,448  | 6,802  | 0,001   | 0,006 |
| <b>t</b>    | -2,546 | -3,203 | -2,866 | -3,549 | -3,497 | -4,219 | 0,000   | 0,003 |

La prueba de hipótesis sometida a contraste es la siguiente:  $H_0$ : “No existe relación de nivel”, es decir, no hay cointegración entre las variables en estudio. Sin embargo, al observar el estadístico F, este presenta un valor de 7,381, que supera los límites superiores de significación establecidos para los niveles del 10%, 5% y 1%. Además, el p-valor es 0,006, menor que 0,05. Por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula, lo que indica la existencia de cointegración entre las variables del estudio. Asimismo, el valor del estadístico t es de -4,656, el cual resulta menor que todos los valores críticos t presentados en la Tabla 5. Esto confirma el rechazo de la hipótesis nula y proporciona evidencia suficiente para concluir que las variables son estables en el tiempo, es decir, están cointegradas.

En series de tiempo es importante hacer el análisis de la autocorrelación puesto que este aspecto puede traer consecuencias en el supuesto de varianza mínima. La heteroscedasticidad, no constituye problema alguno, porque es propia de datos de corte transversal, que no estamos utilizando en nuestro estudio. Veamos la autocorrelación para nuestro caso y referido a los términos de perturbación del modelo de corrección de errores:

**Tabla 6**

*Test de autocorrelación*

| Breusch–Godfrey LM | test  | for autocorrelation |             |
|--------------------|-------|---------------------|-------------|
| lags(p)            | chi2  | df                  | Prob > chi2 |
| 1                  | 2,755 | 1                   | 0,097       |
| 2                  | 2,905 | 2                   | 0,234       |
| 3                  | 3,186 | 3                   | 0,364       |

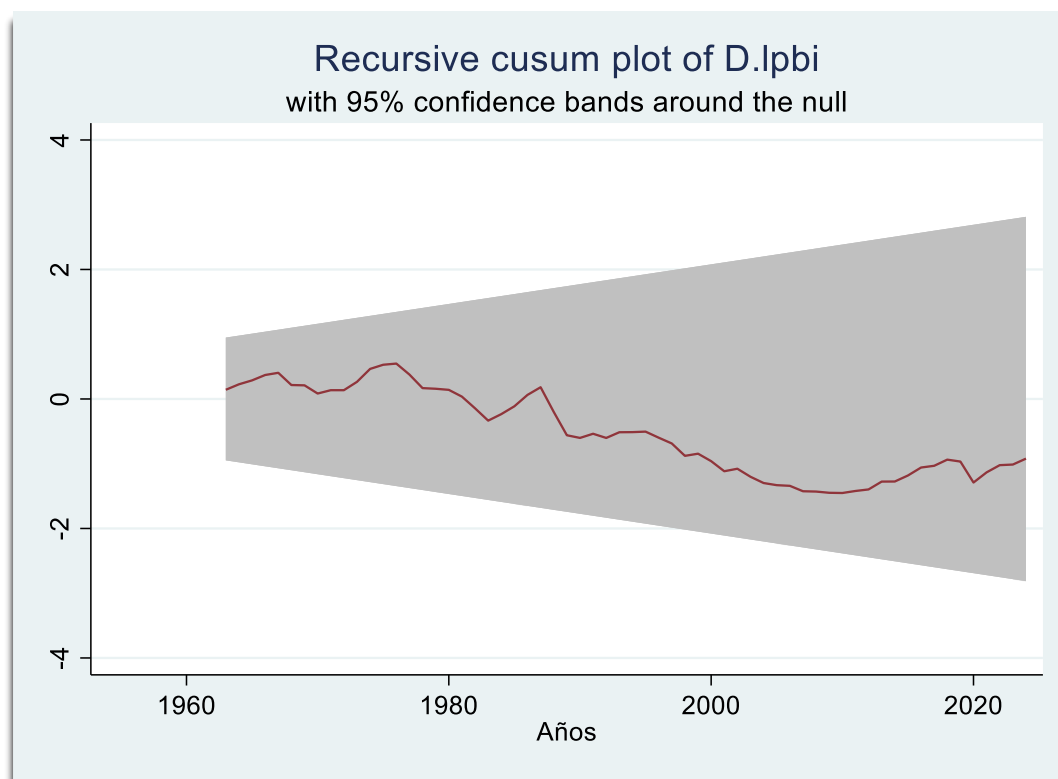
$H_0$ :no serial correlation

Los hallazgos presentados en la Tabla 6 muestran que no existe indicio de autocorrelación en nuestro modelo. Dado que la probabilidad es mayor a 0,05 para todos los rezagos (primer, segundo y tercero), aceptamos la hipótesis nula ( $H_0$ ) de la ausencia de autocorrelación.

En lo que respecta a la estabilidad de parámetros, la figura 2, muestra que los residuos recursivos no exceden los límites de la banda de confianza. Este hallazgo es crucial, ya que teóricamente valida que el modelo no sufre de cambio estructural y, por ende, que los coeficientes estimados reflejan fielmente el fenómeno analizado.

**Figura 2**

*Test residuos recursivos para estabilidad de parámetros*



Volviendo a la tabla 4, en primer lugar, observamos el denominado coeficiente de ajuste que representa la velocidad de regreso hacia el equilibrio cuando ocurre un desequilibrio en el corto plazo, tiene un valor de  $-0,1420$  y es estadísticamente significativo lo cual cumple con lo que estipula la teoría al respecto. El significado de ese coeficiente tiene que ver con la inestabilidad a corto plazo e indica en que porcentaje el sistema económico corregiría un desequilibrio, siendo en este caso  $14,20\%$  de corrección para el periodo siguiente, en este caso el año. Los coeficientes de largo plazo implican: un aumento de  $1\%$  en las exportaciones aumenta el crecimiento económico en  $0,5218\%$  y de la misma manera un incremento de  $1\%$  la inversión bruta fija privada incrementa el crecimiento económico en  $0,2223\%$ , ambos en el largo plazo.

Los coeficientes de corto plazo, muestran también como las variables inciden en el crecimiento económico. Por ejemplo, el coeficiente de  $lpbj$  LD. equivale a  $0,3043$  e indica que los valores previos del PBI, en este caso, tienen una influencia positiva y significativa en el crecimiento actual a corto plazo. Los demás coeficientes se detallan en la siguiente tabla:

**Tabla 7**

*Efecto de coeficientes a corto plazo*

| Variables  | Valor   | Probab. |
|------------|---------|---------|
| D1. Lexpor | 0,1329  | 0,001   |
| LD. Lexpor | -0,1571 | 0,000   |
| D1. Libfp  | 0,2185  | 0,000   |
| LD. Libfp  | -0,0669 | 0,037   |

Como se puede apreciar en la tabla 7, los efectos a corto plazo son significativos, con una probabilidad inferior a 0,05. Esto indica que las variables exportaciones e inversión bruta fija privada tienen un impacto positivo inmediato en el crecimiento económico. Sin embargo, su efecto decrece con el tiempo, los D1 son positivos. y los LD negativos.

Luego se hace un cálculo de multiplicadores, mediante la siguiente formula:

$$ML = \frac{\text{Coeficiente de largo plazo}}{-\delta} \quad (4)$$

Donde  $-\delta$  es el coeficiente de corrección del desequilibrio que en nuestro caso es 0,1420

*Multiplicador de las exportaciones:*

$$ML_{Ex} = \frac{0,5218}{0,1420} = 3,675$$

Un aumento de 1 unidad en las exportaciones genera un aumento total de 3,675 unidades en el PIB a largo plazo.

*Multiplicador de la inversión bruta fija privada*

$$ML_{In} = \frac{0,2223}{0,1420} = 1,566$$

Un aumento de 1 unidad en la inversión bruta fija privada genera un aumento total de 1, 566 en el PBI a largo plazo.

Claramente, el efecto multiplicador de las exportaciones es mucho mayor que el de la inversión bruta fija privada.

La causalidad, que es común en los trabajos econométricos, es incorporada en nuestro estudio, mediante la prueba de Granger. Esta esta referida a causalidad estadística, entendida más bien en el sentido “predictivo”; es decir, cuanto ayuda una variable a predecir a otra. No se puede afirmar el criterio de causa efecto, pero la prueba es ampliamente utilizada a efectos de llegar a conclusiones

sobre la capacidad explicativa de una variable respecto a otra. La tabla 8 muestra la *causalidad a lo Granger*

**Tabla 8**

*Causalidad a lo Granger*

| Equation | Excluded | chi2   | df | Prob > chi2 |
|----------|----------|--------|----|-------------|
| lpbi     | lexpor   | 24,505 | 2  | 0,000       |
| lpbi     | libfp    | 0,324  | 2  | 0,851       |
| lpbi     | ALL      | 24,787 | 4  | 0,000       |
| lexpor   | lpbi     | 2,993  | 2  | 0,224       |
| lexpor   | libfp    | 4,234  | 2  | 0,120       |
| lexpor   | ALL      | 5,051  | 4  | 0,282       |
| libfp    | lpbi     | 0,506  | 2  | 0,776       |
| libfp    | lexpor   | 8,692  | 2  | 0,013       |
| libfp    | ALL      | 15,369 | 4  | 0,004       |

La tabla 8 informa respecto a la causalidad en los siguientes términos:

Las exportaciones no causan a lo Granger al PBI, rechazamos esta hipótesis puesto que la probabilidad  $0,000 < 0,05$ , lo que significa que las exportaciones si causan al PBI. En contraste, la inversión no causa al PBI, aceptamos esta hipótesis puesto que la probabilidad  $0,851 > 0,05$ . En el segundo bloque ni el PBI ni la inversión causa a las exportaciones, siendo esta hipótesis cierta pues las probabilidades son mayores que 0,05 equivale a decir que se acepta la no causalidad. El ultimo bloque nos parece interesante. En primer lugar, el PBI no causa a la inversión según Granger, puesto que su coeficiente  $0,776 > 0,05$  aceptamos la hipótesis nula. Esto es consistente con lo observado en el primer bloque, donde la inversión tampoco causa al PBI. Por otro lado, es notorio que las exportaciones si cusan la inversión puesto que la probabilidad  $0,013 < 0,05$ . Esto resalta claramente el papel crucial de las exportaciones en nuestra economía.

## DISCUSION

Perú mantiene una relación comercial considerable con *el resto del mundo* tal como lo muestra la figura 1. Esta tendencia ha sido creciente de manera sostenida, con excepciones notables. En 1988, por factores de naturaleza tanto interna como externa se originó una caída de esta relación. Sin embargo, posterior a ese período, el coeficiente de apertura comercial muestra un crecimiento constante, lo que indica una mayor integración del país en el comercio internacional. En el año 2020 ocurre otra caída, pero esta vez atribuida a los efectos negativos de COVID-19.

Como el estudio esta referido a los modelos ARDL (Autorregresivos y retardos distribuidos), la teoría al respecto pone de manifiesto la utilización de retardos en las variables para poder ser aplicados a un

fenómeno en concreto. Por ello aplicando el método VARSOC de STATA se determina que los rezagos a utilizar son de orden 2, otros autores basados en el criterio de la *parsimonia* utilizan un rezago, en nuestro caso el modelo queda así: ARDL (2,2,2). Las pruebas estadísticas tienen que ver con otro tipo de análisis denominada *prueba de límites*. En la tabla 2 se muestra el orden de integración de las variables, concluyendo que todas son integradas de orden uno I(1).

La tabla 3 muestra la estimación del modelo ARDL, donde se observa un alto grado de explicatividad global de las variables independientes hacia la endógena, que es el crecimiento económico, representado por el producto bruto interno. La explicatividad individual también es la adecuada, siendo la probabilidad menor que 0,05. Esto está indicando un alto grado de representatividad del modelo respecto al fenómeno en estudio, lo que permite extraer conclusiones válidas. De otro lado el modelo de corrección de errores, mostrado en la tabla 4, incluye un aspecto fundamental: el coeficiente de corrección de error. La magnitud y signo de este coeficiente es de suma importancia para determinar el porcentaje de retorno periódico al equilibrio ante un desequilibrio en el corto plazo por alguna circunstancia aleatoria.

(Carhuacho, 2020), en su estudio referido a la Ley de Okun, calcula un coeficiente de corrección de errores equivalente a 19,1%, con información en términos mensuales y referidos al empleo. En nuestro caso la magnitud es 14,20% con información anual y referidas a las exportaciones, la inversión y el crecimiento económico. De otro lado (Albornoz, 2018) utilizando modelos de corrección de errores y referidos a varios países de América latina y con información trimestral concluye que para Bolivia el coeficiente es 55% y para Brasil 7%. Es de preocupación el bajo nivel de respuesta de la economía brasileña ante el desencadenamiento de un desequilibrio.

Teniendo en cuenta los resultados que hacen referencia a los multiplicadores, podemos afirmar que por cada unidad monetaria adicional que ingresa a la economía a través de las exportaciones, el producto bruto interno aumenta 3,675 unidades monetarias. Este alto coeficiente sugiere una fuerte capacidad del sector exportador para generar crecimiento económico. Respecto a la inversión, una unidad monetaria adicional invertida incrementa el producto bruto interno en 1,566 unidades monetarias. Esta diferencia entre ambos multiplicadores revela que, las exportaciones tienen un efecto dinamizador más fuerte sobre el crecimiento del PBI que la inversión interna.

Lo que llama la atención es lo referente a la inversión privada, pues según la prueba, son las exportaciones las que causan la inversión. El modelo pasa con facilidad la prueba de límites para determinar la cointegración con lo que la evidencia empírica señala una relación estable y de largo plazo de las variables crecimiento económico, exportaciones e inversión privada, mostrada en la tabla 5.

El modelo empleado en esta investigación se ha especificado con series de tiempo, por lo que metodológicamente, es de preocupación, la posible presencia de autocorrelación y la estabilidad de los parámetros. La tabla 6 y la figura 2 evidencian que no se presentan esos problemas. Esta solidez estadística refuerza la relevancia de estudios como el presente, sin dejar de observar la evidencia empírica que muestra la economía, dependiendo de la exportación de bienes primarios. Por ello, se hace necesario el diseño de políticas que apunten a incrementar valor agregado a dicha producción. Además, resulta indispensable analizar las características estructurales del sector exportador y determinar si es intensivo en capital o trabajo, con la intención de establecer, por ejemplo, si una política de promoción de exportaciones podría contribuir a la generación de empleo y por ende crecimiento económico.

## CONCLUSIONES

La economía peruana tiene como característica principal una estructura productiva centrada en la explotación de recursos naturales y una integración internacional poco diversificada. Para no sucumbir a la dependencia de productos primarios, es estratégico desarrollar políticas industriales que estimulen valor agregado en las exportaciones, favoreciendo vínculos productivos y capacidades tecnológicas internas.

El análisis de cointegración pone de manifiesto que existe una relación estable y de largo plazo entre el crecimiento económico, las exportaciones y la inversión bruta fija privada en el Perú para el periodo 1950-2024. Adicionalmente los resultados de la prueba de causalidad de Granger, confirman un efecto causal unidireccional: las exportaciones impulsan significativamente la inversión, sin evidencia de una relación inversa. Estos hallazgos, sustentan el papel fundamental de las exportaciones como determinante de la dinámica inversora y, por extensión, de la actividad económica durante el periodo de estudio.

Los resultados cuantitativos indican que, a largo plazo, un incremento de 1% en las exportaciones generan un aumento de 0,5818% en el crecimiento económico, con un efecto multiplicador de 3,675. En cuanto a la inversión privada, su impacto es reducido: un aumento del 1% resulta en 0,2223% de crecimiento con un efecto multiplicador equivalente a 1,566, quedando claro entonces la primacía del efecto exportaciones en la actividad económica de la economía peruana para el periodo en estudio.

Con una probabilidad de 0,000 menor que 0,05, la prueba de causalidad de Granger ofrece evidencia empírica que avala la hipótesis de que las exportaciones inducen crecimiento económico, no encontrando soporte estadístico para una causalidad inversa. Esta asimetría tiene su explicación en el papel que juegan las exportaciones como un componente de demanda externa. En consecuencia, los resultados de esta prueba estadística, indican claramente, la dependencia del crecimiento económico respecto del desempeño del sector exportador.

En cuanto a la relación entre PBI e inversión privada, la prueba de causalidad arroja una probabilidad de 0,851, valor muy superior al umbral del 0,05 (5%). Este resultado revela que no se tiene evidencia estadística que sustente que la inversión privada cause el crecimiento del PBI. En consecuencia, se concluye que, al menos para el periodo analizado, la inversión privada no desempeña un efecto significativo en el crecimiento económico peruano.

Los resultados del modelo de corrección de errores arrojan un coeficiente de ajuste de -0,1420, lo cual indica que, ante perturbaciones en el corto plazo, la economía peruana se ajusta hacia el equilibrio de largo plazo a una tasa anual de 14,2%. Este comportamiento de ajuste excesivamente lento, sugiere la presencia de rigideces estructurales en la economía peruana, que prolongan los periodos de desajuste.

## **APORTES DE LOS AUTORES** ([Según taxonomía CRediT](#))

Javier Uriol Chávez: Conceptualización, metodología, análisis formal, investigación, visualización, redacción borrador original

Iván Varías Rodríguez: Conceptualización, metodología, análisis formal, investigación, curación de datos, redacción - Revisión y Edición:

Fiorella Ibáñez Dávila: Conceptualización, análisis formal, investigación, visualización, redacción - Borrador Original:

## **CONFLICTO DE INTERESES**

Los autores declaramos que no tenemos intereses personales, financieros, profesionales o de otro tipo que puedan influir en los resultados, la interpretación de los datos o la presentación de la presente investigación.

## **RESPONSABILIDAD ÉTICA Y LEGAL**

La presente investigación se llevó a cabo respetando las normativas éticas aplicables en investigación en ciencias sociales, siguiendo los principios éticos establecidos por la American Psychological Association (APA). Se trabajó con documentos de archivo y fuentes secundarias, asegurando un manejo ético de la información, el respeto a los derechos de autor, y la adecuada citación de los materiales utilizados. Se ha garantizado que la interpretación de los datos históricos se realiza con rigurosidad y responsabilidad, sin distorsionar el contexto original.

## **DECLARACIÓN SOBRE EL USO DE UNTELIGENCIA ARTIFICIAL - LLM (Large Language Model)**

Para la síntesis de literatura y la generación de ideas iniciales sobre el marco teórico de este estudio, se empleó el modelo de lenguaje GPT-4. Esta herramienta facilitó la identificación de artículos relevantes y el resumen de conceptos clave. No obstante, la selección final de las referencias, la redacción crítica del marco teórico y el análisis conceptual fueron realizados por los autores, quienes han revisado cuidadosamente la exactitud de los contenidos proporcionados por el modelo. El uso de inteligencia artificial no sustituye el criterio académico ni la experiencia de los autores en el área de estudio.

## **FINANCIAMIENTO**

La presente investigación fue financiada totalmente por los investigadores.

## CORRESPONDENCIA

El correo electrónico del autor de correspondencia [suriol@unprg.edu.pe](mailto:suriol@unprg.edu.pe)

## REFERENCIAS

- Albornoz, M. (2018). Elasticidades del comercio exterior en América Latina. Estimaciones para 1993-2014. *Ciclos en la historia, la economía y la sociedad*, 29(50), 1-20.
- Alderete Torales, H. R., & Cabral Lopez, M. A. (2024). Incidencia del sector externo en el crecimiento económico del Paraguay, periodo 1994-2020. *Revista Desarrollo y Sociedad*, 96, 65-90. <https://doi.org/10.13043/DYS.96.3>
- Almanza-Ramírez, C., Rodríguez-Albor, G. J., Gómez-Pacheco, Á., & Verbel-Montes, I. (2020). Diversificación de exportaciones y crecimiento económico: Evidencia empírica para Chile y Colombia (1980-2015). *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, 29, 152-171. <https://doi.org/10.46661/revmetodoscuanteconempresa.3299>
- Carhuanchó, F. T. (2020). *Coeficiente de Okun mediante el modelo de Cointegración y Corrección de Errores (ECM) con Stata1, 2001-2020*.
- Jordan, S., & Philips, A. Q. (2018). Cointegration Testing and Dynamic Simulations of Autoregressive Distributed Lag Models. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 18(4), 902-923. <https://doi.org/10.1177/1536867X1801800409>
- Jung, W. S., & Marshall, P. J. (1985). Exports, growth and causality in developing countries. *Journal of Development Economics*, 18(1), 1-12. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(85\)90002-1](https://doi.org/10.1016/0304-3878(85)90002-1)
- Kripfganz, S., & Schneider, D. C. (2023). ardl: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 23(4), 983-1019. <https://doi.org/10.1177/1536867X231212434>
- Lanie, T., & Bataka, A. (2018). Agricultural Exports, Economic Growth and Households Consumption in Togo. *World Journal of Agricultural Research*, 6(4), Article 4. <https://doi.org/10.12691/wjar-6-4-3>
- Mandujano-Allpoc, A. C., Pomachagua-Solorzano, L. J., & Román-Pastor, M. X. (2025). EL ANÁLISIS A CORTO Y LARGO PLAZO DEL EFECTO DE LAS EXPORTACIONES AGRÍCOLAS EN EL CRECIMIENTO ECONÓMICO DE PERÚ. *Journal of Globalization, Competitiveness and Governability*, 19(1). <https://doi.org/10.58416/GCG.2025.V19.N1.06>
- Morón, E., Du Bois, F., Valderrama, J., & Universidad del Pacífico (Eds.). (2006). *La reforma incompleta: Rescatando los noventa* (1a. ed). Univ. del Pacífico.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. En S. Strom (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century* (pp. 371-413). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>

Rosemary Thorp & Geoffrey Bertrarn. (1981). Peru 1890–1977: Growth and Policy in an Open Economy. *Journal of Latin American Studies*, 13(1), 177-178. <https://doi.org/10.1017/S0022216X00006283>

Toledo, W. (2017). El rol de las exportaciones en el crecimiento económico: Evidencia de una muestra de países de América Latina y el Caribe. *Revista de economía*, 34(89), 78-100.

Vera, J., Kristjanpoller, W., & Universidad Santa María. (2017). Causalidad de Granger entre composición de las exportaciones, crecimiento económico y producción de energía eléctrica: Evidencia empírica para Latinoamérica. *Lecturas de Economía*, 86, 25-62. <https://doi.org/10.17533/udea.le.n86a02>