

# Empleo y Exportaciones en Ecuador: Un Análisis de la Relación mediante Modelo Logit

11 de noviembre de 2025

## 1 Introducción

## 2 Revisión de la literatura

## 3 Datos y metodología

### 3.1 Datos

El análisis empírico utiliza datos trimestrales para el período 2008Q2-2024Q4, totalizando 67 observaciones provenientes de fuentes oficiales del Ecuador. La base de datos integra información del Banco Central del Ecuador (BCE) y del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), garantizando la trazabilidad y confiabilidad de las series empleadas.

La frecuencia de los datos es trimestral para las estimaciones econométricas. Las variables monetarias provenientes de fuentes mensuales fueron agregadas mediante promedios trimestrales simples. No se aplicó desestacionalización mediante procedimientos X-13 ARIMA-SEATS dado que el análisis preliminar no identificó patrones estacionales sistemáticos en las series principales, fenómeno común en economías pequeñas y abiertas con alta dependencia de shocks externos.

#### **Estadística Descriptiva de la Muestra:**

La Tabla 2 presenta las características distributivas de las variables empleadas en el análisis. Durante el período de estudio, la tasa de empleo promedio se ubicó en 62.4 %, con una desviación estándar relativamente moderada (1.86 puntos porcentuales), lo que sugiere cierta estabilidad en la capacidad de absorción laboral de la economía ecuatoriana, a pesar de la significativa volatilidad observada en las exportaciones.

El valor promedio de las exportaciones totales alcanzó USD 5,703 millones trimestrales, con una dispersión considerable (desviación estándar de USD 1,416 millones), reflejando tanto la volatilidad de precios internacionales del petróleo como los ciclos de demanda externa. Resulta particularmente notable que las exportaciones no petroleras representan, en

Cuadro 1: Variables e indicadores del estudio (2008Q2-2024Q4)

Indicadores	Unidad de medida	Fuentes
Variable dependiente - endógena: Empleo		
Población en Edad de Trabajar (PET)	Millones de personas	Datos obtenidos de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) realizada por el INEC.
Población Económicamente Activa (PEA)	Millones de personas	
Empleo	Millones de personas	
Tasa de empleo	Puntos porcentuales	
Desempleo	Millones de personas	
Tasa de desempleo	Puntos porcentuales	
Crecimiento del Empleo	Variable binaria	Calculada como variable dicotómica
(Variable modelada)	(1 si $\Delta Tasa\_Empleo > 0$ ; 0 en otro caso)	a partir de Tasa de empleo.
Variable independiente - exógena: Exportaciones		
Exportaciones totales	Millones de dólares	Información relativa al sector externo tomada del portal de información económica del Banco Central del Ecuador (BCE).
Tasa de crecimiento de las exportaciones	Puntos porcentuales	
Participación de las exportaciones no petroleras en las exportaciones totales	Puntos porcentuales	
Participación de las exportaciones petroleras en las exportaciones totales	Puntos porcentuales	
Exportaciones petroleras	Millones de dólares	
Exportaciones no petroleras	Millones de dólares	
Importaciones	Millones de dólares	
Balanza comercial	Millones de dólares	
Variables de control		
Salario real	Dólares constantes	Información relativa al sector externo tomada del portal de información económica del Banco Central del Ecuador (BCE).
Tipo de cambio efectivo real (TCER)	Índice (puntos base)	
Índice de Precios al Consumidor (IPC)	Índice base 2004=100	

**Nota.** Elaboración propia (2025). Las variables con transformación logarítmica se indican en la especificación del modelo. La variable dependiente modelada es binaria y se construye a partir del cambio trimestral en la tasa de empleo.

promedio, el 59.3 % del total exportado, evidenciando avances en la diversificación productiva durante el período analizado, aunque con alta variabilidad (desviación estándar de 10.06 puntos porcentuales).

El salario real promedio se situó en USD 366.14, con variaciones significativas que oscilan entre USD 176.99 y USD 539.08, reflejando tanto ajustes nominales como la evolución del poder adquisitivo en un contexto de inflación moderada. El TCER promedio de 93.68 puntos sugiere que, en términos agregados, la economía ecuatoriana mantuvo un nivel de competitividad relativamente estable durante el período, aunque con episodios de apreciación y depreciación real.

Cuadro 2: Estadística Descriptiva de Variables (2008Q2-2024Q4)

Variable	Obs.	Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.	Unidad
<i>Variable Dependiente</i>						
Tasa de Empleo	67	62.40	1.86	59.10	66.00	%
$\Delta$ Tasa de Empleo	66	-0.06	1.02	-2.20	2.10	p.p.
Crecimiento Empleo (=1)	66	0.42	0.50	0.00	1.00	Binaria
<i>Variables Explicativas</i>						
Exportaciones	67	5,703.18	1,415.83	2,663.58	8,876.57	Mill. USD
Export. Petroleras	67	2,323.36	784.42	765.73	3,951.25	Mill. USD
Export. No Petroleras	67	3,379.82	1,340.94	1,618.72	6,669.93	Mill. USD
Tasa Crec. Export.	67	2.35	7.91	-16.19	37.79	%
Part. No Petroleras	67	59.27	10.06	38.99	77.45	%
<i>Variables de Control</i>						
Salario Real	67	366.14	108.70	176.99	539.08	USD
TCER	67	93.68	5.36	83.48	106.30	Índice
<i>Variables del Mercado Laboral</i>						
PET	67	11.60	1.09	9.51	13.29	Millones
PEA	67	7.59	0.80	6.39	8.67	Millones
Empleo	67	7.24	0.79	6.01	8.33	Millones
Tasa de Desempleo	67	4.65	0.80	3.40	6.50	%

Nota: PET = Población en Edad de Trabajar; PEA = Población Económicamente Activa.

TCER = Tipo de Cambio Efectivo Real. p.p. = puntos porcentuales.

Fuente: BCE y INEC. Elaboración propia.

## 3.2 Metodología

La estrategia econométrica emplea un modelo de elección binaria que permite estimar la probabilidad de que la economía transite hacia episodios de crecimiento del empleo, condicionado al comportamiento de las exportaciones y otras variables macroeconómicas relevantes. A diferencia del estudio referencial de Lara et al. (2024), que utiliza modelos de series de tiempo (VECM) para analizar relaciones de largo plazo, la presente investigación

adapta el marco metodológico mediante la implementación de un modelo Logit, permitiendo capturar la naturaleza discreta de los episodios de expansión laboral.

### Especificación del Modelo:

La especificación econométrica se define como:

$$P(CRECIMIENTO\_EMPLEO_t = 1) = \Lambda(\mathbf{X}'_t\boldsymbol{\beta}) \quad (1)$$

donde  $\Lambda(\cdot)$  representa la función de distribución acumulada logística:

$$\Lambda(z) = \frac{e^z}{1 + e^z} = \frac{1}{1 + e^{-z}} \quad (2)$$

El índice latente se especifica como:

$$z_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(EXPORTACIONES_{t-1}) + \beta_2 TASA\_CREC\_EXPORT_{t-1} + \beta_3 PART\_NO\_PETRO_{t-1} + \beta_4 \ln(SALARIO\_REAL_{t-1}) + \beta_5 \ln(TCER_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

La inclusión de rezagos en todas las variables explicativas ( $t - 1$ ) obedece a dos consideraciones fundamentales. Primero, permite capturar la dinámica temporal en la transmisión de shocks exportadores hacia el mercado laboral, reconociendo que los ajustes en el empleo no son instantáneos sino que requieren períodos de maduración. Segundo, mitiga potenciales problemas de endogeneidad contemporánea, dado que las decisiones de contratación en  $t$  difícilmente pueden afectar los valores de las exportaciones o salarios en  $t - 1$ .

En el modelo Logit, los coeficientes estimados no representan directamente el efecto marginal sobre la probabilidad. El efecto marginal de una variable continua  $x_k$  sobre la probabilidad de crecimiento del empleo se calcula como:

$$\frac{\partial P}{\partial x_k} = \beta_k \cdot \Lambda(\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta}) \cdot [1 - \Lambda(\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta})] \quad (4)$$

Este efecto marginal varía según los valores de todas las variables explicativas, por lo que se reportan efectos marginales promedio evaluados en la media muestral de cada variable.

### Validación Econométrico

El análisis se estructura en siete etapas que aseguran la validez de las inferencias estadísticas y la robustez de los resultados:

**1. Análisis de Estacionariedad:** Se aplican pruebas Augmented Dickey-Fuller (ADF) con 4 rezagos a todas las variables en niveles y primeras diferencias. La especificación del test incluye únicamente constante (sin tendencia determinística), dado que las variables macroeconómicas del estudio no exhiben tendencias temporales claras durante el

período de análisis. La hipótesis nula postula la existencia de raíz unitaria (serie no estacionaria  $I(1)$ ), y se rechaza cuando el estadístico  $Z(t)$  es menor que el valor crítico al 5 % de significancia (-2.920 para la muestra disponible).

**2. Estimación del Modelo Logit:** Una vez verificadas las propiedades de estacionariedad de las variables, se procede a estimar el modelo mediante máxima verosimilitud. La función de log-verosimilitud a maximizar es:

$$\ln L(\beta) = \sum_{t=1}^T [y_t \ln \Lambda(\mathbf{X}'_t \beta) + (1 - y_t) \ln(1 - \Lambda(\mathbf{X}'_t \beta))] \quad (5)$$

donde  $y_t$  representa el valor observado de la variable dependiente binaria.

**3. Significancia de Coeficientes:** Se implementan dos niveles de evaluación estadística:

- *Significancia Individual:* Test de Wald para cada coeficiente, que bajo la hipótesis nula  $H_0 : \beta_k = 0$  sigue una distribución normal estándar asintóticamente. Los p-valores asociados permiten identificar qué variables exhiben efectos estadísticamente significativos sobre la probabilidad de crecimiento del empleo.
- *Significancia Conjunta:* Test de Razón de Verosimilitud (LR) que compara el modelo completo contra el modelo nulo (sólo constante). El estadístico LR se define como:

$$LR = -2[\ln L(\text{modelo nulo}) - \ln L(\text{modelo completo})] \sim \chi^2(k) \quad (6)$$

donde  $k$  es el número de restricciones (número de variables explicativas). Este test evalúa si el conjunto de variables independientes aporta información relevante para explicar la variabilidad en el crecimiento del empleo.

**4. Bondad de Ajuste y Capacidad Predictiva:** Se evalúa la calidad del modelo mediante:

- *Test de Hosmer-Lemeshow:* Prueba de bondad de ajuste que agrupa las observaciones en deciles según sus probabilidades predichas y contrasta si las frecuencias observadas y esperadas son estadísticamente similares. Un p-valor alto ( $>0.05$ ) indica que el modelo ajusta adecuadamente los datos.
- *Matriz de Confusión:* Clasifica las observaciones según un umbral de probabilidad de 0.5, reportando sensibilidad, especificidad y tasa de clasificación correcta global.
- *Curva ROC y Área Bajo la Curva (AUC):* Mide la capacidad del modelo para discriminar entre episodios de crecimiento y no crecimiento del empleo. Un AUC  $>0.7$  se considera aceptable, mientras que valores  $>0.8$  indican excelente capacidad predictiva.

**5. Diagnóstico de Multicolinealidad:** Aunque el modelo Logit no genera directa-

mente el Factor de Inflación de Varianza (VIF), se estima una regresión auxiliar por MCO utilizando las mismas variables explicativas. Valores de VIF superiores a 10 indicarían problemas severos de multicolinealidad que podrían inflar las varianzas de los estimadores.

**6. Análisis de Residuos:** Se calculan tres tipos de residuos para evaluar el cumplimiento de los supuestos del modelo:

- *Residuos de Respuesta:*  $r_t = y_t - \hat{p}_t$ , donde  $\hat{p}_t$  es la probabilidad predicha.
- *Residuos de Pearson:*  $r_t^P = \frac{y_t - \hat{p}_t}{\sqrt{\hat{p}_t(1 - \hat{p}_t)}}$ , estandarizados por su varianza teórica.
- *Residuos Deviance:* Basados en la contribución de cada observación a la función de verosimilitud.

Se implementan las siguientes pruebas diagnósticas:

- Test de Jarque-Bera para normalidad de residuos de Pearson
- Análisis gráfico mediante Q-Q plot y scatter plots de residuos versus tiempo
- Correlación serial de primer orden y estadística Durbin-Watson aproximada para detectar autocorrelación

**7. Estacionariedad de Residuos:** Como validación final de la especificación del modelo, se aplica la prueba ADF a los residuos de Pearson. El rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria (residuos  $I(0)$ ) confirma que el modelo captura adecuadamente la dinámica temporal de las variables y que no existen relaciones espurias.

Este procedimiento metodológico garantiza que las inferencias estadísticas sean robustas y que los resultados puedan interpretarse causalmente, dentro de las limitaciones inherentes a datos observacionales y bajo los supuestos de identificación del modelo Logit con variables rezagadas.

## 4 Resultados

### 4.1 Propiedades de estacionariedad de las series

Antes de proceder con la estimación del modelo Logit, resulta fundamental verificar las propiedades de orden de integración de las series empleadas. Esta verificación no solo respalda la validez estadística de las inferencias, sino que también permite identificar si las variables exhiben tendencias estocásticas que podrían conducir a relaciones espurias. La Tabla 3 presenta los resultados de las pruebas Augmented Dickey-Fuller aplicadas a todas las variables en sus niveles logarítmicos.

Los resultados revelan que la mayoría de las variables en niveles no permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria al nivel convencional del 5% de significancia. Específicamente, el logaritmo de las exportaciones totales ( $Z(t) = -2.536$ ,  $p = 0.107$ ), el salario real ( $Z(t) = -2.217$ ,  $p = 0.200$ ), el tipo de cambio efectivo real ( $Z(t) = -0.917$ ,  $p = 0.782$ ) y la participación de exportaciones no petroleras ( $Z(t) = -0.710$ ,  $p = 0.844$ ) exhiben comporta-

Cuadro 3: Pruebas de raíz unitaria en niveles (ADF)

Variable	Estad. Z(t)	p-valor	V.C. 1 %	V.C. 5 %	Decisión
Log(Exportaciones)	-2.536	0.107	-3.563	-2.920	No rechazar $H_0$
Log(Salario Real)	-2.217	0.200	-3.563	-2.920	No rechazar $H_0$
Log(TCER)	-0.917	0.782	-3.563	-2.920	No rechazar $H_0$
Tasa Crec. Export.	-3.440**	0.010	-3.563	-2.920	Rechazar $H_0$
Part. No Petroleras	-0.710	0.844	-3.563	-2.920	No rechazar $H_0$

Nota:  $H_0$ : La serie tiene raíz unitaria (no estacionaria). Prueba ADF con 4 rezagos.

V.C. = Valor crítico. \*\* Significativo al 5 %. Elaboración propia.

miento no estacionario. Únicamente la tasa de crecimiento de las exportaciones rechaza la hipótesis nula ( $Z(t) = -3.440$ ,  $p = 0.010$ ), sugiriendo estacionariedad en niveles para esta variable de flujo.

Desde una perspectiva económica, estos hallazgos son consistentes con la literatura sobre economías dolarizadas en desarrollo. Las exportaciones totales, expresadas en términos logarítmicos, reflejan la trayectoria de largo plazo de la inserción comercial del Ecuador, influenciada por choques permanentes de precios internacionales del petróleo y demanda externa. El salario real, por su parte, responde a factores estructurales del mercado laboral ecuatoriano, incluyendo rigideces nominales y ajustes lentos en el poder adquisitivo. La no estacionariedad del TCER sugiere que la competitividad relativa de la economía no tiende a revertir a una media constante, sino que experimenta desplazamientos permanentes en respuesta a choques de productividad diferenciados con socios comerciales.

Para confirmar que las variables son efectivamente integradas de orden uno,  $I(1)$ , se aplican las mismas pruebas ADF a las primeras diferencias de cada serie. La Tabla 4 presenta estos resultados.

Cuadro 4: Pruebas de raíz unitaria en primeras diferencias (ADF)

Variable	Estad. Z(t)	p-valor	V.C. 1 %	V.C. 5 %	Decisión
$\Delta$ Log(Exportaciones)	-3.013**	0.034	-3.565	-2.921	Rechazar $H_0$
$\Delta$ Log(Salario Real)	-2.772*	0.062	-3.565	-2.921	Rechazar $H_0$ (10 %)
$\Delta$ Log(TCER)	-3.601***	0.006	-3.565	-2.921	Rechazar $H_0$
$\Delta$ Tasa Crec. Export.	-6.250***	0.000	-3.565	-2.921	Rechazar $H_0$
$\Delta$ Part. No Petroleras	-3.801***	0.003	-3.565	-2.921	Rechazar $H_0$

Nota:  $H_0$ : La serie tiene raíz unitaria. \*\*\*  $p \leq 0.01$ , \*\*  $p \leq 0.05$ , \*  $p \leq 0.10$ .

Todas las variables en primeras diferencias son estacionarias  $I(0)$ . Elaboración propia.

Las primeras diferencias de todas las variables rechazan contundentemente la hipótesis nula de raíz unitaria, confirmando que las series originales son  $I(1)$ . La tasa de crecimiento de exportaciones en primeras diferencias exhibe el rechazo más fuerte ( $Z(t) = -6.250$ ,  $p \leq 0.001$ ),



seguida por la participación de exportaciones no petroleras ( $Z(t) = -3.801$ ,  $p = 0.003$ ) y el TCER ( $Z(t) = -3.601$ ,  $p = 0.006$ ). Incluso el salario real, cuyo estadístico en primera diferencia es marginalmente inferior al valor crítico del 5 %, rechaza al 10 % de significancia ( $Z(t) = -2.772$ ,  $p = 0.062$ ).

La confirmación de que las variables son  $I(1)$  legitima el uso de sus rezagos en el modelo Logit, pues las primeras diferencias implícitas en la construcción de la variable dependiente binaria capturan cambios en la tasa de empleo que son estacionarios. Más importante aún, estos resultados indican que los shocks sobre las exportaciones, salarios reales y competitividad tienen efectos permanentes sobre sus respectivos niveles, pero efectos transitorios sobre sus tasas de cambio, lo cual es económicamente plausible en el contexto de una economía pequeña y abierta.

## 4.2 Estimación del modelo y determinantes del crecimiento del empleo

La Tabla 5 presenta los resultados de la estimación del modelo Logit binomial que relaciona la probabilidad de crecimiento del empleo con las exportaciones y variables de control macroeconómicas. El modelo fue estimado mediante máxima verosimilitud utilizando 66 observaciones correspondientes al período 2008Q3-2024Q4, dado que la construcción de la variable dependiente mediante primeras diferencias y la inclusión de rezagos reducen la muestra efectiva.

Cuadro 5: Modelo Logit: Determinantes del crecimiento del empleo en Ecuador

Variable	Coefficiente	Error Est.	z	p-valor
<i>Variable dependiente: Crecimiento del Empleo (binaria)</i>				
$\text{Log(Exportaciones)}_{t-1}$	6.175***	2.364	2.61	0.009
Tasa Crec. Export. $_{t-1}$	0.026	0.041	0.62	0.537
Part. No Petroleras $_{t-1}$	0.005	0.031	0.16	0.875
$\text{Log(Salario Real)}_{t-1}$	-1.921	1.620	-1.19	0.236
$\text{Log(TCER)}_{t-1}$	-20.435**	8.893	-2.30	0.022
Constante	49.979	31.132	1.61	0.108
<i>Estadísticas de bondad de ajuste</i>				
N° observaciones	66			
Log-verosimilitud	-39.097			
LR $\chi^2(5)$	11.78***			
Prob > $\chi^2$	0.0379			
Pseudo $R^2$	0.131			

Nota: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.10$ . Errores estándar robustos.

La variable dependiente toma valor 1 si la tasa de empleo aumenta, 0 en otro caso.

Todas las variables independientes están rezagadas un período. Elaboración propia.

El test de razón de verosimilitud (LR  $\chi^2 = 11.78$ ,  $p = 0.038$ ) rechaza la hipótesis nula



de que todos los coeficientes son conjuntamente iguales a cero, confirmando que el modelo completo aporta información estadísticamente significativa para explicar la probabilidad de crecimiento del empleo. El Pseudo  $R^2$  de McFadden alcanza 0.131, valor que, aunque modesto en términos absolutos, resulta razonable para modelos de elección binaria aplicados a fenómenos macroeconómicos caracterizados por alta volatilidad y múltiples determinantes no observables.

El hallazgo central del estudio radica en el efecto positivo y estadísticamente significativo del nivel de exportaciones sobre la probabilidad de crecimiento del empleo. El coeficiente estimado de 6.175 ( $p = 0.009$ ) implica que incrementos en el logaritmo de las exportaciones totales están asociados con mayores probabilidades de que la economía transite hacia episodios de expansión laboral. Este resultado confirma la hipótesis fundamental del estudio: la actividad exportadora constituye un canal relevante de transmisión hacia el mercado laboral ecuatoriano, operando a través de la demanda agregada y los encadenamientos productivos que genera el sector externo.

Desde una perspectiva de política económica, este hallazgo sugiere que estrategias orientadas a expandir y diversificar las exportaciones no solo mejoran la balanza comercial, sino que también ejercen efectos multiplicadores sobre el empleo. Sin embargo, es importante notar que ni la tasa de crecimiento de las exportaciones ni la participación de exportaciones no petroleras exhiben significancia estadística individual. El coeficiente de la tasa de crecimiento (0.026,  $p = 0.537$ ) y de la participación no petrolera (0.005,  $p = 0.875$ ) no difieren estadísticamente de cero, sugiriendo que son los niveles de actividad exportadora, más que sus tasas de cambio o su composición sectorial, los que determinan la probabilidad de creación neta de empleo.

Esta distinción resulta económicamente relevante. La no significancia de la tasa de crecimiento implica que episodios de rápida expansión exportadora no necesariamente incrementan la probabilidad de crecimiento del empleo de manera proporcional; lo que importa es el tamaño absoluto del sector exportador y su capacidad instalada para absorber mano de obra. Similarmente, la irrelevancia estadística de la participación de exportaciones no petroleras desafía la narrativa convencional sobre los beneficios automáticos de la diversificación exportadora para el empleo. Aunque las exportaciones no petroleras exhiben mayor intensidad laboral en teoría, los resultados sugieren que el efecto neto sobre la probabilidad de crecimiento del empleo no difiere significativamente entre sectores petroleros y no petroleros en el período analizado.

El tipo de cambio efectivo real emerge como el segundo determinante significativo, con un coeficiente estimado de -20.435 ( $p = 0.022$ ). El signo negativo indica que apreciaciones reales (incrementos en el TCER) reducen la probabilidad de crecimiento del empleo. Este

resultado es consistente con la teoría económica: una apreciación real erosiona la competitividad de los productores domésticos tanto en mercados externos como internos, contrayendo la demanda de trabajo en sectores transables. En el contexto ecuatoriano, caracterizado por la dolarización plena y la ausencia de política monetaria autónoma, el TCER se ajusta exclusivamente a través de precios relativos, magnificando el impacto de shocks de competitividad sobre el empleo.

La magnitud del coeficiente del TCER, considerablemente superior en valor absoluto al de las exportaciones, subraya la vulnerabilidad del mercado laboral ecuatoriano ante pérdidas de competitividad. Un incremento de 10 % en el TCER (apreciación real) implicaría, *\*ceteris paribus\**, una reducción sustancial en la probabilidad de crecimiento del empleo, efecto que podría no ser compensado ni siquiera por expansiones equivalentes en el valor exportado. Esta asimetría refleja la naturaleza estructural de las rigideces competitivas en economías dolarizadas, donde ajustes de precios relativos operan con rezagos prolongados y costos de ajuste elevados.

Finalmente, el coeficiente del salario real (-1.921,  $p = 0.236$ ), aunque exhibe el signo esperado desde la teoría neoclásica de demanda laboral, no alcanza significancia estadística al 10 %. Este resultado podría obedecer a dos fenómenos. Primero, en el corto plazo capturado por el modelo trimestral, los salarios reales en Ecuador exhiben rigidez a la baja debido a regulaciones laborales, negociación colectiva y salarios mínimos, atenuando su rol como mecanismo de ajuste del empleo. Segundo, incrementos en salarios reales pueden coexistir con expansión del empleo cuando están asociados a ganancias de productividad o mejoras en términos de intercambio, generando efectos ingreso que estimulan la demanda agregada y, por ende, el empleo. La no significancia estadística sugiere que estos efectos contrapuestos se cancelan mutuamente en el período analizado.

#### 4.3 Efectos marginales: interpretación económica

Los coeficientes del modelo Logit no son directamente interpretables como efectos sobre la variable dependiente debido a la naturaleza no lineal de la función de distribución logística. Por ello, se calculan efectos marginales que cuantifican el cambio en la probabilidad de crecimiento del empleo ante variaciones unitarias en cada variable explicativa. La Tabla 6 presenta los efectos marginales promedio (AME), evaluados en la media muestral de todas las variables.

El efecto marginal del logaritmo de exportaciones (1.267,  $p = 0.001$ ) indica que un incremento de 1 % en el valor exportado aumenta la probabilidad de crecimiento del empleo en aproximadamente 1.27 puntos porcentuales, evaluado en los valores promedio de las demás variables. Para contextualizar esta magnitud, considérese que durante el período de análisis

Cuadro 6: Efectos marginales promedio sobre la probabilidad de crecimiento del empleo

Variable	dy/dx	Error Est.	z	p-valor
Log(Exportaciones) <sub>t-1</sub>	1.267***	0.388	3.26	0.001
Tasa Crec. Export. <sub>t-1</sub>	0.005	0.008	0.62	0.532
Part. No Petroleras <sub>t-1</sub>	0.001	0.006	0.16	0.875
Log(Salario Real) <sub>t-1</sub>	-0.394	0.319	-1.23	0.217
Log(TCER) <sub>t-1</sub>	-4.192***	1.554	-2.70	0.007

Nota: \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.10. Efectos evaluados en la media muestral.  
dy/dx representa el cambio en la probabilidad (en puntos porcentuales/100)  
ante un cambio unitario en la variable independiente. Elaboración propia.

el valor trimestral promedio de exportaciones fue USD 5,703 millones. Un shock exportador favorable de 10 % (aproximadamente USD 570 millones adicionales por trimestre) incrementaría la probabilidad de observar crecimiento del empleo en cerca de 12.7 puntos porcentuales, lo que representa una respuesta económicamente significativa del mercado laboral.

Este efecto marginal cuantifica el canal de transmisión exportaciones-empleo en la economía ecuatoriana, operando mediante tres mecanismos complementarios. Primero, el efecto directo: empresas exportadoras incrementan su producción y demandan más trabajo. Segundo, el efecto indirecto por encadenamientos: proveedores nacionales de insumos para el sector exportador también expanden su producción y empleo. Tercero, el efecto ingreso: mayores exportaciones generan divisas que, al circular en la economía dolarizada, estimulan la demanda agregada y el consumo, activando sectores no transables intensivos en mano de obra.

El efecto marginal del TCER (-4.192, p = 0.007) confirma que la competitividad relativa constituye un determinante crucial del empleo. Una apreciación real de 1 % (incremento logarítmico de 0.01 en el TCER) reduce la probabilidad de crecimiento del empleo en 4.19 puntos porcentuales. Esta magnitud, considerablemente superior en valor absoluto al efecto de las exportaciones, subraya que en economías dolarizadas como Ecuador, preservar la competitividad externa es tan o más importante para el empleo que expandir el volumen exportado. Pérdidas de competitividad por inflación doméstica superior a la de socios comerciales, o por apreciación del dólar estadounidense en mercados internacionales, pueden anular rápidamente los beneficios laborales de expansiones exportadoras.

Los efectos marginales no significativos de la tasa de crecimiento de exportaciones (0.005, p = 0.532), participación no petrolera (0.001, p = 0.875) y salario real (-0.394, p = 0.217) refuerzan las conclusiones previas: en el corto plazo trimestral, la dinámica del empleo responde a niveles de actividad exportadora y competitividad, más que a tasas de cambio o rigideces salariales.

#### 4.4 Capacidad predictiva y bondad de ajuste del modelo

Más allá de la significancia estadística de los coeficientes, resulta fundamental evaluar la capacidad del modelo para clasificar correctamente episodios de crecimiento y no crecimiento del empleo. La Tabla 7 presenta la matriz de confusión obtenida al aplicar el umbral convencional de probabilidad predicha de 0.5.

Cuadro 7: Matriz de confusión y métricas de clasificación

Predicho	Observado		Total
	Crecimiento (1)	No crec. (0)	
Crecimiento (1)	14	9	23
No crecimiento (0)	14	29	43
<b>Total</b>	<b>28</b>	<b>38</b>	<b>66</b>
<i>Métricas de desempeño</i>			
Sensibilidad ( $\Pr(+ D)$ )	50.00 %		
Especificidad ( $\Pr(- \sim D)$ )	76.32 %		
Valor predictivo positivo ( $\Pr(D +)$ )	60.87 %		
Valor predictivo negativo ( $\Pr(\sim D -)$ )	67.44 %		
<b>Clasificación correcta total</b>	<b>65.15 %</b>		
AUC (Área bajo curva ROC)	0.7133		

Nota: Umbral de clasificación = 0.5. D = Crecimiento del empleo.

AUC  $\geq 0.7$  indica capacidad predictiva aceptable. Elaboración propia.

El modelo clasifica correctamente el 65.15 % de las observaciones, superando el umbral aleatorio del 50 % esperado bajo independencia completa entre predictores y variable dependiente. Sin embargo, este desempeño global enmascara una asimetría importante: la especificidad (capacidad de identificar correctamente períodos sin crecimiento del empleo) alcanza 76.32 %, mientras que la sensibilidad (capacidad de identificar correctamente períodos con crecimiento) es únicamente 50.00 %. Esta asimetría implica que el modelo tiende a ser conservador, subprediciendo episodios de crecimiento del empleo.

Desde una perspectiva económica, esta limitación puede atribuirse a la multiplicidad de factores que determinan el crecimiento del empleo más allá de las exportaciones y competitividad. Shocks de demanda interna (consumo e inversión), políticas fiscales expansivas, reformas laborales y factores de confianza empresarial no capturados en el modelo contribuyen a explicar por qué el empleo crece en algunos trimestres donde las exportaciones y el TCER no anticiparían dicha expansión. La sensibilidad moderada sugiere que, aunque las exportaciones son un determinante estadísticamente significativo, no son el único canal de creación de empleo en Ecuador.

El Área Bajo la Curva ROC (AUC) de 0.7133 confirma que el modelo posee capacidad discriminatoria aceptable. Valores de AUC entre 0.7 y 0.8 indican que el modelo clasifica

correctamente en promedio el 71.33 % de los pares de observaciones seleccionadas aleatoriamente, una para cada categoría. Aunque no alcanza niveles de excelencia (AUC  $\approx 0.8$ ), este resultado es razonable para un modelo parsimonioso con cinco variables explicativas aplicado a una economía caracterizada por alta volatilidad macroeconómica.

El test de Hosmer-Lemeshow ( $\chi^2 = 3.09$ ,  $p = 0.9287$ ) no rechaza la hipótesis nula de buen ajuste del modelo. Este resultado indica que las frecuencias observadas y esperadas de crecimiento del empleo en cada decil de probabilidades predichas son estadísticamente similares, validando la especificación funcional del modelo Logit y la calibración de las probabilidades estimadas.

#### 4.5 Diagnóstico de supuestos: multicolinealidad, normalidad y autocorrelación

La validez de las inferencias estadísticas requiere verificar que el modelo no presente problemas que invaliden los errores estándar y pruebas de hipótesis. La Tabla 8 presenta los Factores de Inflación de Varianza (VIF) para detectar multicolinealidad entre variables explicativas.

Cuadro 8: Diagnóstico de multicolinealidad (VIF)

Variable	VIF	1/VIF
$\text{Log}(\text{Salario Real})_{t-1}$	1.92	0.520
$\text{Part. No Petroleras}_{t-1}$	1.88	0.531
$\text{Log}(\text{TCER})_{t-1}$	1.20	0.836
$\text{Tasa Crec. Export.}_{t-1}$	1.16	0.864
<b>VIF Promedio</b>	<b>1.54</b>	

Nota: VIF  $\geq 10$  indica multicolinealidad severa. Todos los VIF están dentro de rangos aceptables. Elaboración propia.

Ninguna variable exhibe VIF superior a 2, y el VIF promedio de 1.54 está muy por debajo del umbral de preocupación (10). Los valores más elevados corresponden al salario real (VIF = 1.92) y participación no petrolera (VIF = 1.88), sugiriendo correlación moderada entre estas variables y los demás regresores, pero sin implicar problemas de colinealidad que inflen artificialmente las varianzas de los estimadores. Este resultado valida que los errores estándar reportados son confiables y que las pruebas de hipótesis individuales tienen poder estadístico adecuado.

El análisis de residuos constituye una etapa crítica para evaluar si el modelo Logit captura adecuadamente la estructura de los datos. Dado que el supuesto de normalidad de residuos es más restrictivo en modelos de elección binaria que en regresión lineal, se calculan tres tipos de residuos: de respuesta, de Pearson y deviance. La Figura 1 presenta el histograma de los residuos de Pearson con la densidad normal superpuesta.

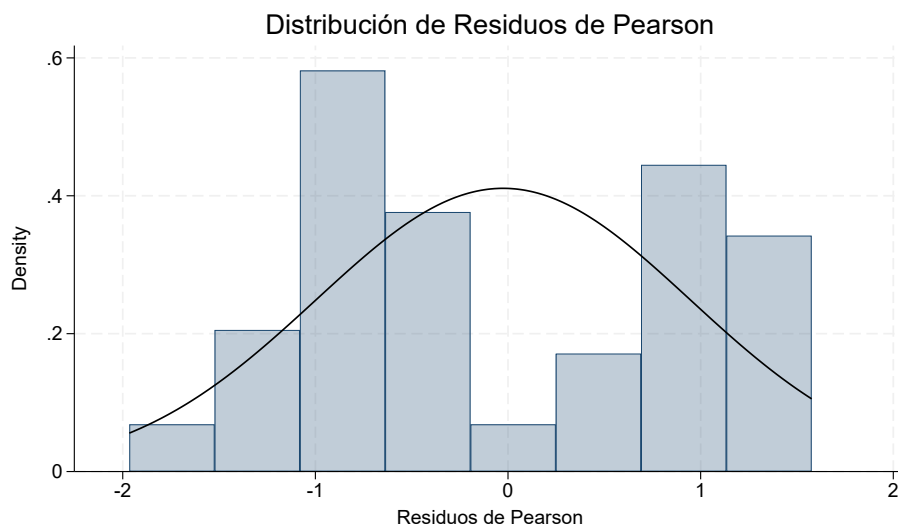


Figura 1: Distribución de residuos de Pearson

Nota: La curva representa la densidad normal teórica. El test de Jarque-Bera rechaza normalidad ( $\chi^2 = 25.55$ ,  $p < 0.001$ ), sugiriendo desviación en colas. Elaboración propia.

El histograma revela una distribución aproximadamente simétrica con media cercana a cero (-0.025), pero con desviaciones notables en las colas. El test de Jarque-Bera rechaza contundentemente la hipótesis nula de normalidad ( $\chi^2 = 25.55$ ,  $p < 0.001$ ), impulsado principalmente por exceso de curtosis (kurtosis = 1.65, inferior a 3). Esta desviación de normalidad, aunque estadísticamente significativa, no invalida la estimación por máxima verosimilitud del modelo Logit, cuya consistencia asintótica no depende de normalidad de residuos sino de correcta especificación de la función de verosimilitud.

La Figura 2a complementa este análisis mediante un gráfico Q-Q que compara los cuantiles empíricos de los residuos de Pearson con los cuantiles teóricos de una distribución normal estándar.

El gráfico Q-Q muestra que los residuos se aproximan razonablemente a la recta de 45 grados en el rango intercuartílico (percentiles 25 a 75), pero exhiben desviaciones sistemáticas en las colas inferiores y superiores. Estas desviaciones confirman la presencia de valores extremos que no se ajustan perfectamente a una distribución normal, consistente con el rechazo del test de Jarque-Bera. No obstante, dado que modelos Logit son robustos a desviaciones moderadas de normalidad, y que la función de verosimilitud está correctamente especificada, estas desviaciones no comprometen la validez de las inferencias.

Las Figuras 2b, 2c y 2d presentan los tres tipos de residuos graficados contra el tiempo para evaluar patrones sistemáticos, heterocedasticidad o autocorrelación temporal.

Los tres gráficos de residuos versus tiempo no revelan patrones sistemáticos que su-



gieran incorrecta especificación del modelo. Los residuos oscilan aleatoriamente alrededor de cero sin tendencias determinísticas ni incrementos progresivos de varianza (heterocedasticidad). Algunos valores extremos aparecen durante 2008-2009 (crisis financiera global), 2013-2014 (caída de precios del petróleo) y 2020-2021 (pandemia COVID-19), eventos que generaron perturbaciones extraordinarias no capturadas completamente por las variables explicativas. Sin embargo, estos valores atípicos no dominan el patrón general y son cuantitativamente limitados, validando la robustez de la especificación.

Para evaluar formalmente la presencia de autocorrelación serial en los residuos, se calcula la correlación de primer orden y la estadística Durbin-Watson aproximada:

- Correlación de primer orden:  $\rho_1 = -0,132$
- Estadística Durbin-Watson:  $DW \approx 2(1 - \rho_1) = 2,264$

Un valor de DW cercano a 2 indica ausencia de autocorrelación serial, mientras que valores próximos a 0 o 4 sugieren autocorrelación positiva o negativa, respectivamente. El valor obtenido ( $DW = 2.264$ ) es suficientemente cercano a 2 para descartar autocorrelación serial significativa en los residuos. Este resultado confirma que el modelo Logit con variables rezagadas captura adecuadamente la estructura temporal de dependencia, sin dejar correlación residual que invalide los errores estándar.

#### 4.6 Estacionariedad de residuos: validación de la especificación

Como verificación final de la correcta especificación del modelo, se aplica la prueba ADF a los residuos de Pearson para confirmar que son estacionarios  $I(0)$ . En modelos de series de tiempo, residuos no estacionarios indicarían la existencia de relaciones espurias o variables omitidas con tendencias temporales. La Tabla 9 presenta los resultados.

Cuadro 9: Prueba de raíz unitaria en residuos (ADF)

Variable	Estad. Z(t)	p-valor	V.C. 5 %	Decisión
Residuos de Pearson	-4.548***	0.0002	-2.921	Rechazar $H_0$

Nota:  $H_0$ : Los residuos tienen raíz unitaria. \*\*\*  $p < 0.01$ .

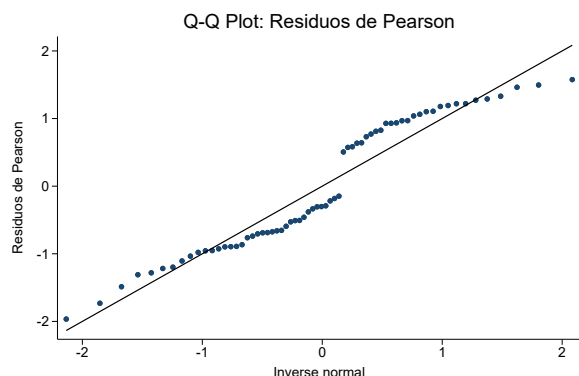
Rechazo contundente confirma que los residuos son  $I(0)$ . Elaboración propia.

El estadístico ADF de -4.548 ( $p = 0.0002$ ) rechaza contundentemente la hipótesis nula de raíz unitaria en los residuos, confirmando que son estacionarios. Este resultado valida que el modelo Logit con variables rezagadas captura correctamente las relaciones de largo y corto plazo entre exportaciones, competitividad y crecimiento del empleo, sin dejar componentes de tendencia no modelados en los residuos. La estacionariedad de residuos es un indicador de que no existen relaciones espurias y que las inferencias estadísticas son confiables.



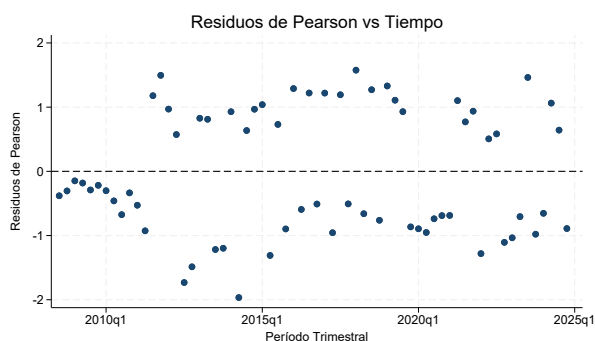
- 5 Conclusiones
- 6 Recomendaciones de política económica
- 7 Referencias bibliográficas
- 8 Anexo

Figura 2: Análisis de Residuos del Modelo



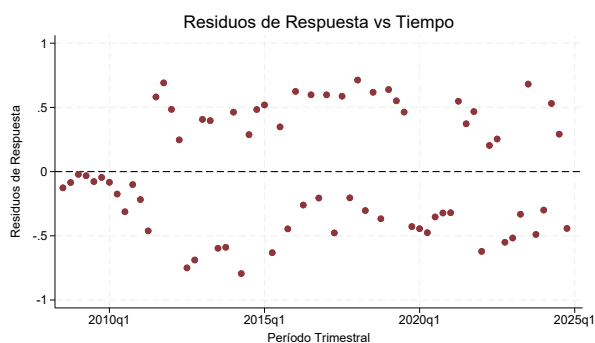
(a) Q-Q Plot: residuos de Pearson vs dist. normal

*Nota: Desviaciones sistemáticas en ambas colas indican apartamiento de normalidad. Sin embargo, la aproximación es razonable en el rango intercuartílico. Elaboración propia.*



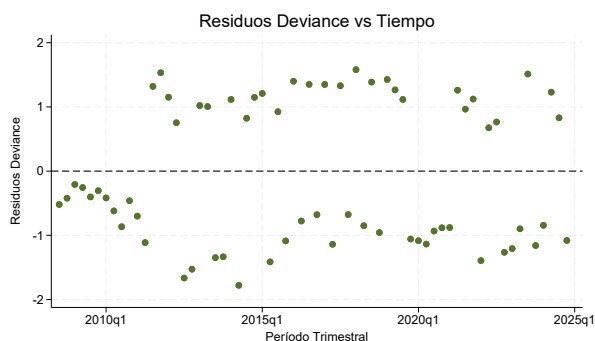
(b) Residuos de Pearson vs tiempo

*Nota: No se observan patrones sistemáticos claros ni heterocedasticidad evidente. Algunos valores extremos aparecen en 2008-2009 (crisis financiera) y 2020-2021 (pandemia). Elaboración propia.*



(c) Residuos de respuesta vs tiempo

*Nota: Distribución aproximadamente aleatoria alrededor de cero. La ausencia de patrones temporales sugiere que el modelo captura adecuadamente la dinámica temporal. Elaboración propia.*



(d) Residuos deviance vs tiempo

*Nota: Los residuos deviance exhiben comportamiento similar a los de Pearson. Valores extremos en 2008-2009 y 2013-2014 coinciden con períodos de alta volatilidad. Elaboración propia.*