
**MERCADO LABORAL Y SHOCKS
PETROLEROS: UN ANÁLISIS DE
COHORTE Y PVAR PARA ECUADOR**

John Cajas Guijarro
Hugo Jácome Estrella
Bryan Pérez Almeida

Cajas Guijarro, J., Jácome Estrella, H., & Pérez Almeida, B. (2022). Mercado laboral y shocks petroleros: un análisis de cohorte y PVAR para Ecuador. *Cuadernos de Economía*, 41(86), 243-276.

Este artículo estima el efecto de la volatilidad del precio del petróleo sobre el mercado laboral ecuatoriano y analiza cómo ese efecto podría relacionarse con algunas desigualdades laborales estructurales. Para ello, el artículo combina un modelo econométrico de cohortes poblacionales y un modelo PVAR, ambos estimados con

J. Cajas Guijarro

Universidad Central del Ecuador, Facultad de Ciencias Económicas; Flacso, Quito, Ecuador. Correo electrónico: jcajasg@uce.edu.ec

H. Jácome Estrella

Flacso, Departamento de Desarrollo, Ambiente y Territorio, Quito, Ecuador. Correo electrónico: hjacome@flacso.edu.ec

B. Pérez Almeida

Flacso, Quito, Ecuador. Correo electrónico: bsperezfl@flacso.edu.ec

Sugerencia de citación: Cajas Guijarro, J., Jácome Estrella, H., & Pérez Almeida, B. (2022). Mercado laboral y *shocks* petroleros: un análisis de cohorte y PVAR para Ecuador. *Cuadernos de Economía*, 41(86), 243-276. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v41n86.86027>

Este artículo fue recibido el 2 de abril de 2020, ajustado el 17 de octubre de 2020 y su publicación aprobada el 12 de noviembre de 2020.

encuestas de empleo e información macroeconómica de Ecuador, para el periodo 2007-2019. Con tales modelos, se encontró que un aumento en el precio del petróleo tiene efectos positivos significativos en la producción, en los ingresos laborales y en la calidad del empleo. Ello evidencia que el mercado laboral ecuatoriano es altamente vulnerable a los *shocks* petroleros.

Palabras clave: Ecuador; empleo adecuado; ingreso laboral; modelo de cohortes; PIB; precio del petróleo; PVAR.

JEL: C32, C33, D31, J31.

Cajas Guijarro, J., Jácome Estrella, H., & Pérez Almeida, B. (2022). Labour market and oil price shocks. A cohort and PVAR analysis for Ecuador. *Cuadernos de Economía*, 41(86), 243-276.

This paper estimates the effect of oil price volatility on the Ecuadorian labour market and analyses how this effect may be related with some structural labour inequalities. In that sense, the paper combines an econometric cohort model with a PVAR model, both estimated using labour surveys and macroeconomic data from Ecuador for the period 2007-2019. Using those models, it was found that a higher oil price has positive and significant effects on economic activity, labour income and labour quality, implying that the Ecuadorian labour market is strongly vulnerable to oil price shocks.

Keywords: Adequate employment; cohort model; Ecuador; GDP; labour income; oil price; PVAR.

JEL: C32, C33, D31, J31.

INTRODUCCIÓN

Terminado el *boom* de los productos primarios vivido en la primera década de los años 2000 (Svampa, 2013), varias economías latinoamericanas han sufrido graves problemas, particularmente, en términos de empleo. Ejemplo de ello es Ecuador, país que, luego de sufrir una reducción drástica en el precio de exportación de su petróleo crudo en 2015, hoy enfrenta un prolongado estancamiento económico, junto con un serio deterioro de los ingresos laborales y de la calidad del empleo. A su vez, ese deterioro se combina con varias desigualdades estructurales del mercado laboral ecuatoriano, lo que provoca que existan poblaciones más vulnerables ante la volatilidad del precio del petróleo.

Considerando tal situación, el presente artículo tiene el objetivo, por un lado, de estimar el efecto de la volatilidad del precio del petróleo sobre el mercado laboral ecuatoriano y, por otro, identificar cómo ese efecto se relaciona con algunas desigualdades laborales estructurales. Para ello, el artículo combina un *modelo de cohortes poblacionales* (MCP), que estima a nivel micro el vínculo entre el precio del petróleo y algunas desigualdades laborales, con un *modelo de vectores autorregresivos en datos de panel* (PVAR) que, a su vez, estima el efecto sobre el mercado laboral a nivel macro de las variaciones del precio del petróleo, asumido como variable exógena.

Con este procedimiento, el artículo plantea una contribución múltiple: (1) contribuye en la literatura empírica que estima el vínculo petróleo-empleo al combinar un modelo de cohortes con un modelo PVAR, estrategia no empleada con anterioridad en dicha literatura; (2) contribuye a la literatura que estudia el efecto del precio del petróleo en la economía ecuatoriana, usando una fuente de información que no ha sido previamente empleada para tales fines (encuestas de empleo) y (3) contribuye al estudio de las desigualdades estructurales del mercado laboral ecuatoriano, pues visibiliza poblaciones de mayor vulnerabilidad laboral.

El artículo tiene la siguiente estructura. La primera sección presenta una breve revisión de la literatura empírica que estudia los *shocks* generados por la volatilidad del precio del petróleo, con énfasis en trabajos que analizan el vínculo petróleo-empleo; en esa sección se destaca la contribución del artículo a la materia. La segunda sección resume la estrategia econométrica y describe las variables empleadas en los diferentes modelos. La tercera sección contextualiza el caso ecuatoriano y expone los principales resultados de la estrategia econométrica sugerida en la sección anterior. De dicha aplicación, se obtiene evidencia estadística significativa de que (1) persisten graves desigualdades en el mercado laboral ecuatoriano y (2) dicho mercado laboral y la economía en su conjunto son altamente vulnerables a los *shocks* exógenos en el precio del petróleo. Finalmente, la cuarta sección concluye y ofrece algunas sugerencias para investigaciones futuras.

REVISIÓN DE LITERATURA Y APOORTE

Los efectos económicos de la volatilidad del precio del petróleo pueden dividirse en dos tipos: (1) *shocks de oferta*, que surgen cuando el aumento del precio eleva los costos de producción y tiende a reducir la demanda laboral; y (2) *shocks de demanda*, que nacen cuando el aumento del precio del petróleo implica un mayor ingreso que expande la demanda agregada, pudiendo ampliarse la demanda laboral y la producción. Así, es de esperar que exista un vínculo relevante entre petróleo, actividad económica y mercado laboral. De hecho, como reseñan García-Albán *et al.* (2020), el consenso en la literatura es que los *shocks* de oferta afectan la producción, mientras que los *shocks* de demanda no tienen efecto significativo. Sin embargo, con respecto al empleo, Zhang y Liu (2020) sugieren que en la literatura empírica la relación es ambigua, mientras que Koirala y Ma (2020) señalan que existen relativamente pocos estudios que investiguen la relación petróleo-empleo.

Entre los primeros trabajos destacados que vinculan al petróleo con el empleo, puede citarse a Rasche y Tatom (1977), quienes estiman que el incremento del precio del petróleo registrado desde 1973 disminuyó la producción estadounidense muy por debajo de su nivel potencial. Ello implica que la tasa de desempleo es mayor a aquella de pleno empleo. Otro trabajo pionero es el de Hamilton (1983) el cual, aplicando un modelo VAR, encuentra una correlación negativa significativa entre el precio del crudo, el empleo y otras variables macro.

Luego surgieron varios trabajos, en los que se reporta una correlación negativa entre los precios del petróleo y medidas agregadas de producción y empleo, como reseña Hamilton (2003); o bien relaciones más complejas, según los países analizados, como reseñan García-Albán *et al.* (2020). Sin embargo, en gran parte, la literatura se ha enfocado en el análisis de información macroeconómica agregada y, en varios casos, con un enfoque centrado en Estados Unidos.

Como ejemplo de lo anterior, Kisswani y Kisswani (2019) emplearon un modelo autorregresivo no lineal y de retardos distribuidos (ARDL no lineal) para estimar una relación asimétrica entre petróleo y empleo. Koirala y Ma (2020) plantearon un modelo teórico de equilibrio general para analizar el vínculo petróleo-empleo¹ y estimaron un modelo VAR con corrección GARCH en medias. A partir de ello, para la economía estadounidense, obtuvieron que el aumento del precio del petróleo reduciría el crecimiento del empleo en todos los sectores privados; mientras que el empleo público se mantendría relativamente inalterado. Por su parte, Zhang y Liu (2020) emplearon un modelo VAR con pruebas de causalidad Bootstrap por ventanas para comparar la relación petróleo-empleo en Estados Unidos y en China. Con su análisis encontraron que en ambos países existen subperíodos de bidireccionalidad sostenida tanto por canales de oferta como de demanda e inflación.

¹ Dicho modelo puede contrastarse con Botta (2010), quien plantea un modelo teórico heterodoxo-estructuralista, que permite vincular el precio de un producto primario de exportación con la actividad económica y el empleo.

Pese a no ser abundante, existe también una literatura que vincula petróleo y mercado laboral, desde información microeconómica, en contraste a los trabajos citados. Por ejemplo, Loungani (1986) empleó datos de panel, para estimar la tasa de crecimiento del empleo estadounidense, de lo cual obtuvo que una fracción importante del desempleo puede explicarse por la movilidad del trabajo provocada por *shocks* en el precio del petróleo. A su turno, Keane y Prasad (1996) aplicaron un modelo de panel para la economía estadounidense y estimaron que, si bien un precio más alto del petróleo reduce el salario real, ello no implica necesariamente una contracción del empleo en el largo plazo.

Asimismo, usando un modelo de panel con efectos fijos, complementado con múltiples estimaciones VAR, Davis et al. (1997) encontraron resultados regionales heterogéneos, aunque los *shocks* negativos del petróleo sobre el empleo tendrían un efecto más fuerte que los positivos. Davis y Haltiwanger (2001) simularon un *shock* del precio del petróleo, idéntico para múltiples modelos VAR sectoriales. Con ello, estimaron que el *shock* del precio del petróleo de 1973 habría generado una contracción de 8% en el empleo manufacturero norteamericano durante dos años.

También con una estimación de múltiples modelos VAR para cada industria, Lee y Ni (2002), determinaron que un *shock* del precio del petróleo reduce la oferta en ramas de actividad cuyos costos son altamente sensibles al crudo (por ejemplo, refinación de petróleo, fabricación de químicos); mientras que reduce la demanda en otras industrias norteamericanas, como la automotriz. Más recientemente, Michieka y Gearhart III (2019) aplicaron un modelo de panel autorregresivo y retardos distribuidos (ARDL en panel) para ilustrar la manera como la causalidad va desde los precios del petróleo hacia el empleo, en los principales cuatro sectores de los condados productores de petróleo en Estados Unidos, obteniendo efectos heterogéneos.

Este artículo busca, precisamente, contribuir a esta última literatura, prestando atención al caso de una economía pequeña y exportadora de petróleo: Ecuador². En concreto, nuestro análisis combina un modelo de cohortes poblacionales (MCP), empleado para estimar el efecto combinado entre el precio del petróleo y algunas desigualdades estructurales del mercado laboral ecuatoriano³; con un modelo de vectores autorregresivos en datos de panel (PVAR), empleado para estimar el efecto macro sobre el mercado laboral, causado por la volatilidad del precio del petróleo, asumido como variable exógena bajo el supuesto de que Ecuador es precio-aceptante en el mercado petrolero mundial (García-Albán et al., 2020).

Con esta estrategia econométrica, el artículo contribuye a la literatura del tema, al extender el uso combinado de modelos PVAR y MCP para estimar el vínculo

² García-Albán et al. (2020) reseñaron algunos trabajos sobre los efectos de *shocks* asociados al petróleo para países exportadores, y encontraron que en varios casos la volatilidad del precio del crudo es la principal causa de fluctuaciones en la producción, sobre todo para países que carecen de un fondo de estabilización o no han aplicado reformas estructurales que diversifiquen su producción.

³ Entre las desigualdades laborales estructurales pueden incluirse las diferencias salariales asociadas al género o al grupo étnico de los individuos, como ilustra Schweitzer (1997).

petróleo-empleo, tomando en cuenta desigualdades laborales estructurales. Esto es una novedad con respecto a estudios que han empleado modelos PVAR, para estudiar el efecto económico del precio del petróleo sobre paneles de países (Aziz y Dahalan, 2015; Mehrara y Mohaghegh, 2011; Sadeghi, 2017), o modelos similares estimados a nivel sectorial (Davis y Haltiwanger, 2001).

Con respecto a modelos PVAR empleados específicamente para estudiar el empleo, puede citarse a Melguizo (2015), quien estimó versiones dinámicas de la ley de Okun entre desempleo y producción para cincuenta regiones españolas en 1985-2011. La investigadora concluyó que la respuesta del desempleo ante *shocks* en el producto es heterogénea para cada región. Otra referencia es Arias y Sosa (2007), quienes aplicaron un modelo PVAR a datos de cohortes para estudiar la informalidad, el salario relativo entre empleados formales e informales y la tasa de desempleo para Argentina entre 1985-2003. Dicho trabajo concluyó que (1) el empleo informal es contracíclico, (2) existe simultaneidad entre informalidad y desempleo y (3) la informalidad influye sobre el salario relativo informal-formal. Pero en ninguno de estos casos, se ha empleado un modelo PVAR y un MCP para estudiar específicamente el vínculo petróleo-empleo.

Asimismo, el presente artículo contribuye a la literatura que estima los efectos del precio del petróleo sobre la economía ecuatoriana. En ese sentido, el trabajo se suma a aportes como García-Albán *et al.* (2020), quienes analizaron el vínculo entre petróleo y política fiscal con un modelo VAR estructural, estimado bajo técnicas bayesianas. También se suma a las estimaciones del efecto del petróleo en la economía ecuatoriana, realizadas con un modelo VAR estructural y con un modelo de equilibrio general recursivo (MACEPES+) aplicados por Aguiar (2011a, 2011b).

Por último, el artículo aporta en el estudio de las desigualdades estructurales del mercado laboral ecuatoriano, desde un enfoque de cohortes poblacionales, tema que no ha sido estudiado a profundidad, pero puede encontrar vínculos con el trabajo de González e Iturralde (2006) sobre la probabilidad de salida del desempleo o el trabajo de Pesántez (2014) sobre movilidad social, ambos desde un enfoque de cohortes.

METODOLOGÍA Y DATOS EMPLEADOS

Para estimar el vínculo petróleo-empleo en la economía ecuatoriana, el artículo aplicó una metodología empírica en dos etapas: (1) con información micro de encuestas de empleo de sección cruzada para diferentes períodos, se usaron modelos de cohortes poblacionales (MCP) para estimar el efecto combinado del precio del petróleo con algunas desigualdades laborales; (2) se filtraron las desigualdades laborales estimadas en la primera etapa, y esa información filtrada se combinó con datos macro para estimar un modelo de vectores autorregresivos en panel (PVAR), donde se estudiaron los efectos de un *shock* exógeno en el precio

del petróleo. Finalmente, el efecto estimado en la segunda etapa se combinó con los efectos estimados en la primera, de modo que se obtuvo un efecto total heterogéneo por grupos poblacionales.

Etapa 1. Desigualdades laborales estimadas con MCP

Si bien las encuestas de empleo ofrecen importante información micro, en varios casos son muestrales y no permiten monitorear individuos, como en un panel convencional, lo cual limita la capacidad de estimar económicamente las desigualdades del mercado laboral. Para superar tal limitación, pueden estudiarse dichas encuestas, construyendo cohortes poblacionales, es decir, grupos poblacionales que comparten características que se asumen constantes. Esto permite un seguimiento similar a un panel convencional (Arias y Sosa, 2007; Deaton, 1997; Glenn, 2005). Así, surgen grupos contruidos de combinar datos de series temporales y de corte transversal (González e Iturralde, 2006; Güell y Hu, 2006; Robbins et al., 2009), donde cada cohorte posee un identificador que permite construir un panel sintético o pseudo panel (Verbeek, 2008).

Para el artículo, son características constantes (que permitieron construir cohortes poblacionales) el año de nacimiento, el sexo y la etnia⁴. Construidas las cohortes, se aplicó un modelo de datos de panel como sugiere la ecuación (1).

$$\begin{aligned}
 l x_{ict} &= \alpha_0^i + \alpha_c^i + \sum_e \alpha_{pe}^i \delta_{et}^i l p_t + l x_{ict}^* \\
 i &= 1, \dots, I, \quad c = 1, \dots, C
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

Donde I es el número máximo de variables endógenas laborales por analizar; C es el número máximo de cohortes; $l x_{ict}$ es *logaritmo de la i -ésima variable laboral*; α_0^i es una constante, α_c^i representa el *efecto fijo* de cada cohorte; δ_{et}^i es una variable *dummy* con valor 1 para cohortes con edad e en el tiempo t ; $l p_t$ es el *logaritmo del precio del petróleo*; α_{pe}^i recoge el efecto del logaritmo del precio del petróleo sobre el logaritmo de la i -ésima variable laboral para cohortes de edad e ; y $l x_{ict}^*$ es un término residual.

Se denominó *efecto cohorte* al término α_c^i , obtenido desde el estimador de efectos fijos de un modelo de datos de panel convencional⁵ (Deaton, 1985, 1997), y se

⁴ Al usar cohortes sobre encuestas muestrales, los valores obtenidos pueden generar sesgos, sobre todo, si se emplean muestras pequeñas (Deaton, 1985). Por ello, suele buscarse que el número de observaciones por cohorte sea relativamente grande (mínimo 100-200 miembros), para aplicar las metodologías propias de los datos de panel (Verbeek, 2008). Este artículo se sustentó en cohortes poblacionales cuyo tamaño permita obtener resultados robustos y estables, usando la información laboral disponible (con representatividad nacional).

⁵ El estimador de efectos fijos o estimador “within” usa las desviaciones de las variables con respecto a sus medias y luego emplea mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para estimar los respectivos parámetros, incluyendo los efectos fijos de cada cohorte.

interpretó como un estimador de desigualdades laborales, asociadas a las características poblacionales de cada cohorte (año de nacimiento, sexo, etnia), las cuales son constantes y, por ende, se asume que no interactúan con las fluctuaciones del precio del petróleo.

En cambio, α_{pe}^i se denominó *efecto petróleo-edad*, pues estima el efecto combinado del precio del petróleo y de las desigualdades laborales que enfrentan los diferentes grupos de edad en una sociedad. Aquí se asumió que, como con el tiempo varían tanto la edad de las cohortes (envejecimiento) como el precio del petróleo, la interacción de ambas variables genera efectos heterogéneos⁶. Por su parte, el residuo lx_{ict}^* se interpretó como la variable laboral por analizar luego de filtrar las desigualdades estructurales asociadas a los efectos cohorte y efectos petróleo-edad.

Etapa 2. Shocks petroleros en PVAR y agregación de efectos

Las variables laborales filtradas lx_{ict}^* obtenidas por MCP se usaron en un modelo PVAR, incluyendo un vector de variables endógenas macro Y_t , y el precio del petróleo p_t como variable exógena. La ecuación (2) muestra la forma del PVAR empleado en este artículo, donde todas las variables se expresan como la primera diferencia de su logaritmo⁷ (cfr. Canova y Ciccarelli, 2004; Gravier-Rymaszewska, 2012; Love y Zicchino, 2006).

$$\Delta lx_{ict}^* = \sum_{i'=1, \dots, I} \sum_{s=1, \dots, S} \phi_s^{i'i} \Delta lx_{i'ct-s}^* + \phi_Y^i \Delta lY_{t-1} + \phi_p^i \Delta lp_t + \epsilon_{ict} \quad (2)$$

$$i = 1, \dots, I, \quad c = 1, \dots, C, \quad t = 1, \dots, T$$

Donde $\phi_s^{i'i}$ representa a los parámetros del PVAR que vinculan las variables endógenas filtradas y sus rezagos; ϕ_Y^i es un vector de parámetros que recoge el efecto de las variables macro endógenas; ϕ_p^i es un parámetro que recoge el efecto del precio del petróleo; y ϵ_{ict} es un término de error. En los PVAR, existe un problema de endogeneidad por la correlación entre las variables retardadas y los efectos fijos propios de los datos de panel.

Tal problema suele enfrentarse filtrando los efectos fijos usando la transformación de Helmert (Lee y Yu, 2010), la cual mantiene la ortogonalidad entre variables transformadas y regresores retardados. Ello permite usar estos últimos como instrumentos

⁶ Por ejemplo, en un país exportador de petróleo, la dificultad de conseguir empleo para la población joven por falta de experiencia laboral puede persistir incluso en períodos de incrementos del precio del petróleo. En cambio, para población de mayor experiencia, un incremento de dicho precio podría generar condiciones laborales aún más favorables. Así, un mismo *shock* petrolero tendría efectos diferentes por grupos de edad.

⁷ Se usaron las primeras diferencias de los logaritmos de las variables ($\Delta p_{Xt} = \log p_t - \log p_{t-1}$), para que los resultados del PVAR queden expresados (aproximadamente) en cambios porcentuales.

para estimar el modelo con el método generalizado de momentos –MGM (Arellano y Bover, 1995; Gravier-Rymaszewska, 2012; Love y Zicchino, 2006).

Asimismo, es necesario verificar que todas las variables (endógenas y exógenas) incluidas en un PVAR sean estacionarias, para evitar resultados espurios y comportamientos explosivos (Gravier-Rymaszewska, 2012; Lardic y Mignon, 2002; Melguizo, 2015). Esto puede evaluarse con la prueba de estacionariedad individual de Levin-Lin-Chu (Levin et al., 2002), la prueba conjunta de los multiplicadores de Lagrange de Hadri (2000), o pruebas de estacionariedad del tipo Fisher (Choi, 2001) (las dos primeras requieren de un panel fuertemente balanceado, la segunda no).

Por su parte la estabilidad del modelo se verifica revisando que los valores propios de la matriz compañera del sistema dinámico (ecuación 2) se encuentren dentro del círculo unitario (Hamilton, 1994). Hechas estas evaluaciones, puede estimarse el PVAR por MGM, lo que garantiza resultados consistentes y con normalidad asintótica cuando las variables son estacionarias (Abrigo y Love, 2016; Arellano y Bover, 1995; Hansen, 1982). El número de rezagos S del modelo se define minimizando los criterios de selección y momentos en MGM —análogos a los criterios de información— sugeridos por Andrews y Lu (2001) a partir de Hansen (1982).

Luego de estimar el PVAR, se aplicó una versión en panel de la prueba de causalidad de Granger, gracias a los desarrollos de Abrigo y Love (2016). En dicha prueba, se sostiene que Δx_{ict}^* causa en el sentido de Granger a Δx_{ict}^* , si, al estimar la i -ésima ecuación del modelo (ecuación 2), se rechaza la hipótesis nula $H_0 : \phi_1^{ii} = \dots = \phi_S^{ii} = 0$; es decir, al menos uno de los valores pasados de la variable i' es un predictor significativo del valor presente de la variable i . En ese caso, se asume una posible relación causal que va de Δx_{ict}^* a Δx_{ict}^* . En cambio, si se rechaza la hipótesis nula de no causalidad de Δx_{ict}^* sobre Δx_{ict}^* y viceversa, se asume una simultaneidad que permite aceptar que ambas variables son relevantes para el sistema, aunque la causalidad no es plenamente aceptada, pues podría existir otro factor que influya simultáneamente en las variables.

Con los resultados del PVAR, se obtuvieron funciones de impulso-respuesta (FIR) que estiman el efecto sobre las variables endógenas, causado por un *shock* exógeno en otra variable endógena, en comparación con el valor de “equilibrio” o “tendencial” (Novales, 1993). Para obtener tales funciones, se aplicó la descomposición de Cholesky a la matriz de varianza-covarianza de ϵ_{ict} , para simular *shocks* no correlacionados. Dicha descomposición exige que las variables en el PVAR sean ordenadas de la “menos endógena” a la “más endógena” (Tsay, 2005).

Asimismo, se obtuvieron las funciones de descomposición de varianza del error de predicción (FDVE), para analizar cuánto de la volatilidad de una variable endógena es “explicado” por las demás variables endógenas (Love y Zicchino, 2006). En ambos casos, se efectuaron pruebas de robustez, empleando diferentes ordena-

mientos de las variables endógenas para verificar la estabilidad de los resultados (Kilian y Lütkepohl, 2017).

También con el PVAR, se estimaron funciones de multiplicadores dinámicos (FMD) que indican cómo las variables endógenas reaccionan ante *shocks* de una unidad en la variable exógena (Lütkepohl, 2005). Como en el PVAR el precio del petróleo es exógeno, precisamente sus multiplicadores dinámicos estiman el efecto de un *shock* en dicho precio sobre las variables laborales filtradas Δx_{ict}^* y sobre las variables macro ΔY_t . Finalmente, dado que el modelo de cohortes presentado en la ecuación (1) puede escribirse en primeras diferencias, obtenemos la ecuación (3).

$$\Delta x_{ict} = \sum_e \alpha_{pe}^i \delta_{et}^i \Delta p_t + \Delta x_{ict}^* \quad (3)$$

Además, si se nota que el multiplicador dinámico β_p^i indica cómo reacciona la variable filtrada Δx_{ict}^* ante un cambio de una unidad en Δp_t , entonces, el cambio total en la variable Δx_{ict} ante un cambio de una unidad en Δp_t puede estimarse según se muestra en la ecuación (4).

$$\gamma_{pe}^i = \alpha_{pe}^i + \beta_p^i \quad (4)$$

Donde γ_{pe}^i es el efecto total de un aumento de una unidad en la primera diferencia del logaritmo del precio del petróleo —lo cual se aproxima a un incremento de 1 % en el *nivel* de dicho precio— sobre la variable laboral i en cohortes de edad e . Aquí, se asumió que el precio del petróleo influye tanto en términos macro (multiplicadores dinámicos β_p^i estimados por PVAR) como en términos micro, al combinarse con la desigualdad laboral que sufre cada grupo de edad (efectos petróleo-edad α_{pe}^i estimados por MCP).

Datos y variables

Este artículo empleó información de la Encuesta Nacional de Empleo y Desempleo Urbano-Rural (ENEMDU) provista por el INEC, con representatividad nacional para los meses de diciembre de 2007 a 2019 (13 años). En tal período la ENEMDU se levantó aplicando una metodología estable, permitiendo la comparabilidad de sus indicadores laborales. Con estas encuestas de empleo, se construyó una base de datos compuesta por cohortes que agrupan a los individuos por año de nacimiento, sexo y etnia, bajo las siguientes condiciones: (1) se retiró a las cohortes sin población activa; (2) se consideraron cohortes nacidas entre 1955 a 1992, para garantizar que, en todo el período, las personas están en edad laboral (15-64 años).

Estos criterios generaron un panel sintético de 2966 observaciones, no fuertemente balanceado, al cual se agregó información macro del BCE. Construida la

base de datos, se aplicó la estrategia empírica explicada en esta sección sobre las siguientes variables: *ratio* entre empleo adecuado y no adecuado por cohorte (x_{1ct}) (en adelante, *ratio* empleo adecuado-no adecuado); ingreso laboral promedio real por cohorte (x_{2ct}) (en adelante, ingreso laboral real) como variables laborales micro; PIB real (Y_t) como variable endógena macro; y precio promedio anual del petróleo ecuatoriano (P_t) como variable exógena (Tabla 1).

Tabla 1.
Variables utilizadas y principales características

Variable	Tipo	Descripción	Magnitud	Fuente
<i>Ratio</i> empleo adecuado-no adecuado (x_{1ct})	Laboral/ micro/ endógena	<i>Ratio</i> entre empleados adecuados ^a y empleados no adecuados ^b . <i>Proxy</i> de calidad del empleo ^c	Proporción de empleados adecuados por empleado no adecuado por cohorte a diciembre de cada año	INEC
Ingreso laboral real (x_{2ct})		Ingreso laboral promedio mensual ajustado por inflación (aplicando el índice de precios al consumidor)	Dólares promedio a precios de 2007 por cohorte a diciembre de cada año	
PIB real (Y_t)	Macro/ endógena	Producto interno bruto a dólares constantes de 2007	Dólares anuales a precios de 2007	BCE
Precio del petróleo (P_t)	Macro/ exógena	Precio promedio anual del barril de petróleo ecuatoriano	Dólares promedio por barril	

^a El INEC considera como empleados adecuados a quienes, en la semana referencial, obtuvieron ingresos laborales iguales o mayores al salario mínimo y trabajaron 40 horas o más a la semana, independientemente de su deseo y disponibilidad para trabajar más horas. También se incluye a quienes, en la semana referencial, percibieron ingresos laborales iguales o mayores al salario mínimo, trabajaron menos de 40 horas, pero no desearon trabajar horas adicionales.

^b El INEC considera como empleados no adecuados a aquellos trabajadores que no son desempleados pero tampoco poseen un empleo adecuado.

^c Notar que un aumento (reducción) de la *ratio* empleo adecuado-no adecuado implica una mejora (un deterioro) en la calidad del empleo.

Nota: las variables laborales se toman a diciembre de cada año, pues en ese mes las encuestas de empleo poseen representatividad nacional para todo el período 2007-2019. El precio del petróleo se incluye en términos nominales, dado que esa es la práctica usual en la literatura. Mayores detalles pueden consultarse a los autores vía correspondencia.

Fuente: elaboración propia con datos del INEC y el BCE.

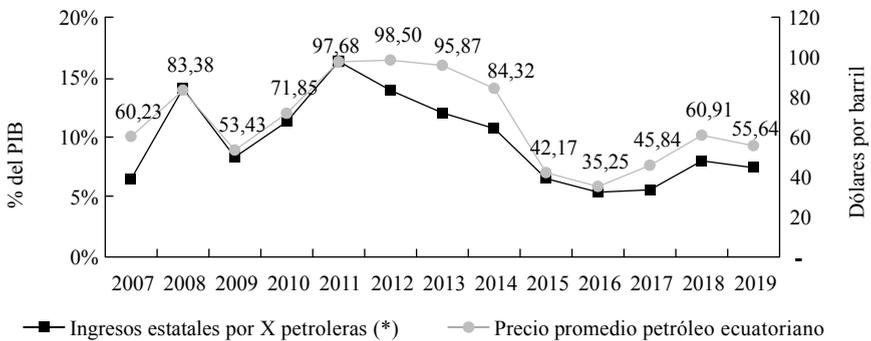
CASO DE ESTUDIO: PETRÓLEO, PRODUCCIÓN Y EMPLEO EN ECUADOR

Una breve contextualización

En Ecuador, las exportaciones de petróleo son primordiales para los ingresos estatales. En efecto, desde 2007, los ingresos obtenidos por el Estado ecuatoriano, por la vía de las exportaciones petroleras, han representado 6-16 % del PIB del país, con etapas de altos ingresos (particularmente en 2010-2014) y bajos ingresos (como 2009 y en 2015-2019). Dichos ingresos muestran una tendencia muy similar a los precios promedio reconocidos al petróleo ecuatoriano (correlación lineal de 0,92; Figura 1).

Figura 1.

Ingresos estatales por exportaciones petroleras y precio promedio del petróleo ecuatoriano



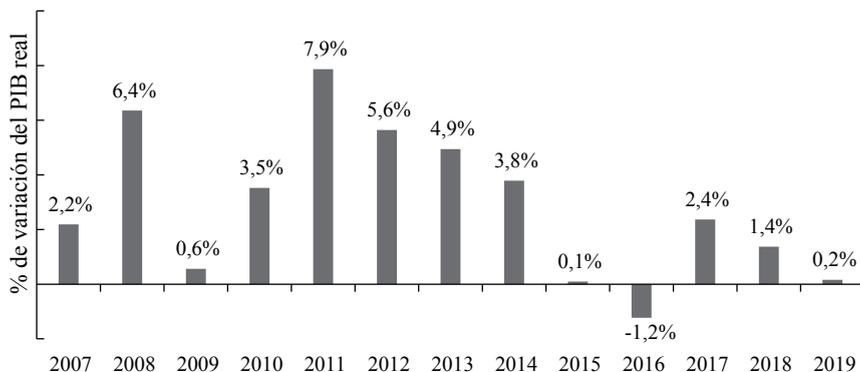
* En 2019, se asumen exportaciones promedio en noviembre y diciembre.

Fuente: elaboración propia, a partir de datos del BCE.

Revisando los ingresos petroleros del Estado ecuatoriano, se nota una fuerte caída asociada a la crisis financiera internacional de 2009, una etapa de bonanza (2010-2014) y otra de fuerte contracción (2015-2019). De hecho, para Ecuador, la etapa 2010-2014 significó un segundo *boom* petrolero y un importante crecimiento económico (Figura 2), solo comparable con el primer *boom*, vivido desde que inició la explotación petrolera en la Amazonía ecuatoriana (1972) hasta fines de la década de 1970 (Acosta, 2012). En cambio, en 2015-2019, el país ha enfrentado un sostenido estancamiento económico per cápita (Figura 3), asociado a la falta de transformaciones estructurales que superen la dependencia del país en los ingresos petroleros (Acosta y Cajas-Guijarro, 2018).

Figura 2.

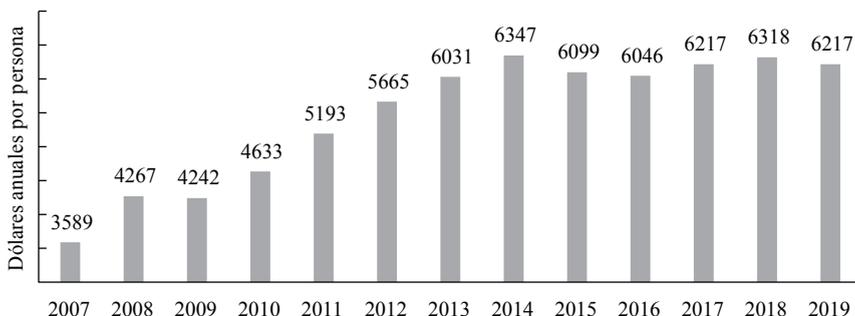
Tasa de crecimiento del PIB a precios de 2007



Fuente: elaboración propia con datos del BCE.

Figura 3.

PIB per cápita ecuatoriano

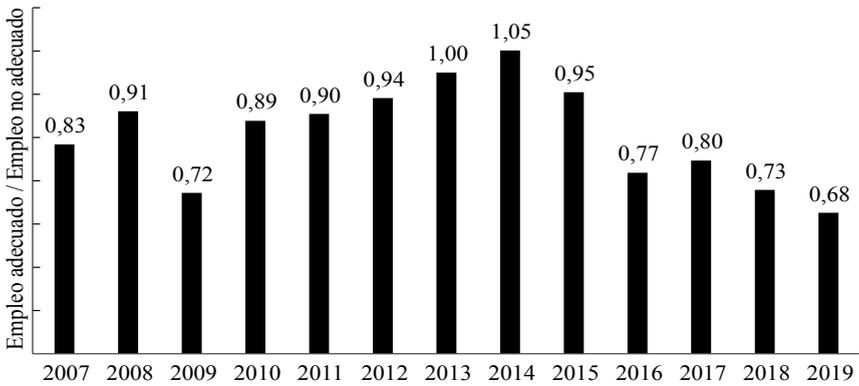


Fuente: elaboración propia con datos del BCE.

A la par del estancamiento económico, se nota un grave deterioro en el mercado laboral. Así, en 2014, la *ratio* empleo adecuado-no adecuado alcanzó un máximo de 1,05; es decir, por cada empleado no adecuado se registraron 1,05 empleados adecuados. Luego, de 2015 a 2019 el empleo adecuado cayó drásticamente, mientras provocaba que la mencionada *ratio* se redujera a un mínimo histórico de 0,68 empleados adecuados por cada empleado no adecuado (Figura 4). Se observa una dinámica similar en el ingreso laboral, el cual creció en términos nominales en 2010-2015 de 365 a 513 dólares mensuales, pero, luego de estancarse, llegó a 467 dólares al cuarto trimestre de 2019. Un estancamiento similar se observa en términos reales (Figura 5).

Figura 4.

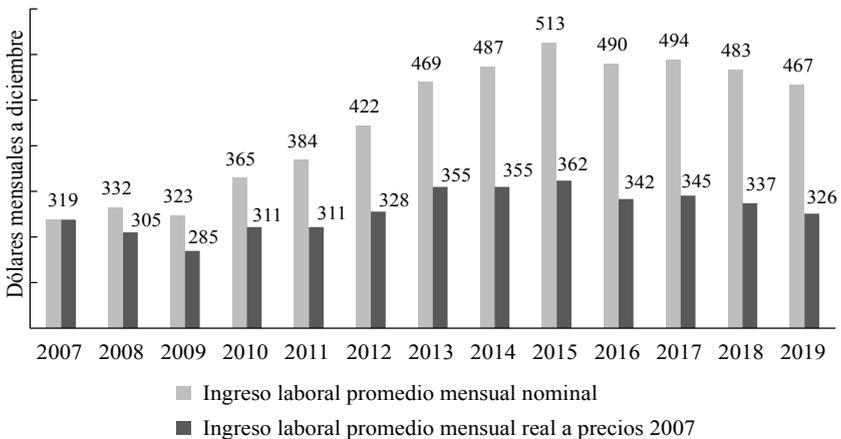
Ratio empleo adecuado-no adecuado ecuatoriano



Fuente: elaboración propia con datos del BCE.

Figura 5.

Ingreso laboral promedio ecuatoriano



Fuente: elaboración propia con datos del BCE.

Estas variables muestran que el estancamiento de Ecuador desde 2015 (altamente asociado a la caída de los ingresos estatales petroleros) ha deteriorado, por varios años, las condiciones de empleo y los ingresos de los trabajadores. Semejante problema motiva a evaluar en este país tanto el potencial efecto de los *shocks* en el precio del petróleo sobre el mercado laboral como la forma en que ese efecto se combina con algunas desigualdades laborales estructurales. Esto se sugiere debido a que es muy probable que la fuerte caída desde 2015 de los ingresos estatales petroleros tenga una relación significativa con el estancamiento económico del país y el deterioro de las condiciones de empleo, aunque posiblemente con efectos heterogéneos entre diferentes grupos poblacionales.

Resultados de estimación de desigualdades laborales

Desigualdades laborales por efectos cohorte

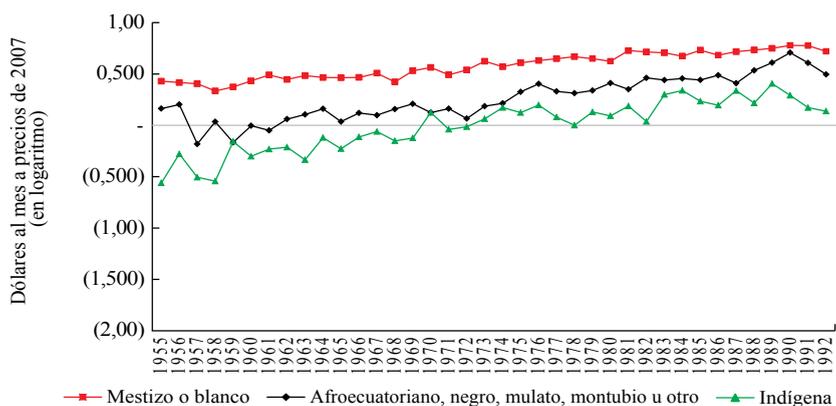
Para identificar los efectos de las desigualdades estructurales del mercado laboral ecuatoriano y su combinación con la volatilidad del precio del petróleo, se estimó el MCP presentado en la ecuación (1), para el ingreso laboral real y la *ratio* empleo adecuado-no adecuado⁸. De esa estimación, se obtuvo un primer grupo de desigualdades laborales, asociadas a las características poblacionales de las cohortes estudiadas: año de nacimiento, sexo y etnia. Es decir, efectos cohorte α_c^i que se asumen constantes.

Así, en el caso del ingreso laboral real, se notó que, tanto para hombres como para mujeres, los grupos autoidentificados como “mestizos o blancos” tienden a percibir los ingresos más altos, seguidos por “afroecuatorianos, negros, mulatos, montubios u otros” y, al final, con los ingresos más bajos, se ubica la población “indígena”⁹. En cuanto a la comparación por sexo, persiste la tendencia de que los hombres obtengan ingresos laborales mayores que las mujeres, en particular, las mujeres “indígenas” son el grupo más perjudicado. Otro patrón destacable es una tendencia general al aumento del ingreso laboral real para las nuevas generaciones (Figuras 6a y 6b).

Figura 6.

Efectos cohorte sobre el ingreso laboral real

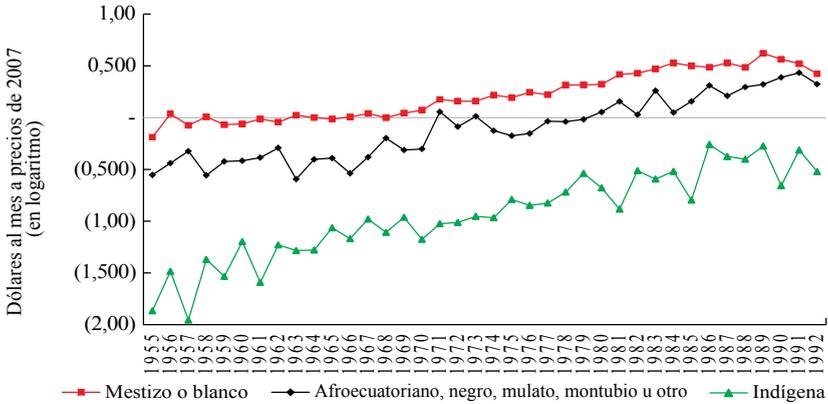
a. Hombres



⁸ El detalle de las estimaciones puede solicitarse a los autores vía correspondencia.

⁹ Se juntaron en el mismo grupo a “mestizos o blancos”, y en otro a “negros, afroecuatorianos, mulatos, montubios y otros”, para evitar que surjan cohortes de bajo tamaño muestral, lo cual creaba inestabilidad en los resultados.

b. Mujeres



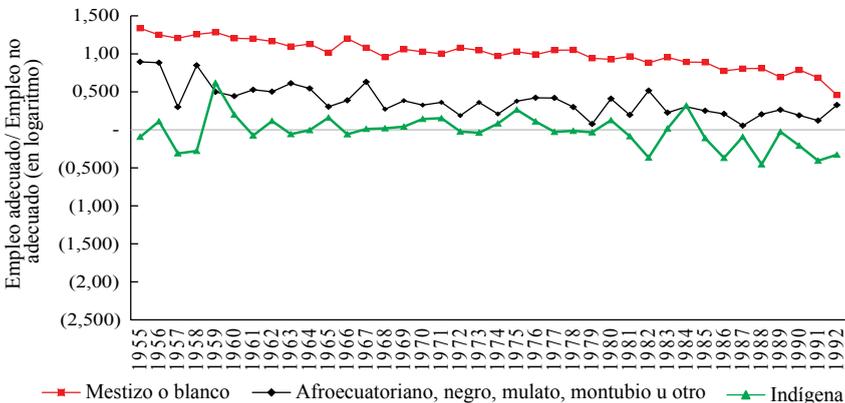
Fuente: elaboración propia con datos del INEC.

Con respecto a los efectos cohorte sobre la *ratio* empleo adecuado-no adecuado, se encontró, igualmente, para hombres y mujeres que los grupos “mestizos o blancos” tienden a alcanzar mayor proporción de empleo adecuado; seguidos por “afroecuadorianos, negros, mulatos, montubios u otros”. Ello deja a los grupos “indígenas” con la proporción más baja (equivalente a la proporción más alta de empleo inadecuado). Se notó también que las mujeres son relegadas al empleo no adecuado con mucha más fuerza que los hombres. De nuevo, el grupo de mujeres “indígenas” es el más perjudicado. Por su parte, en términos generacionales, se encontró una ligera tendencia a que las cohortes más jóvenes alcancen una menor proporción de empleo adecuado (Figuras 7a y 7b).

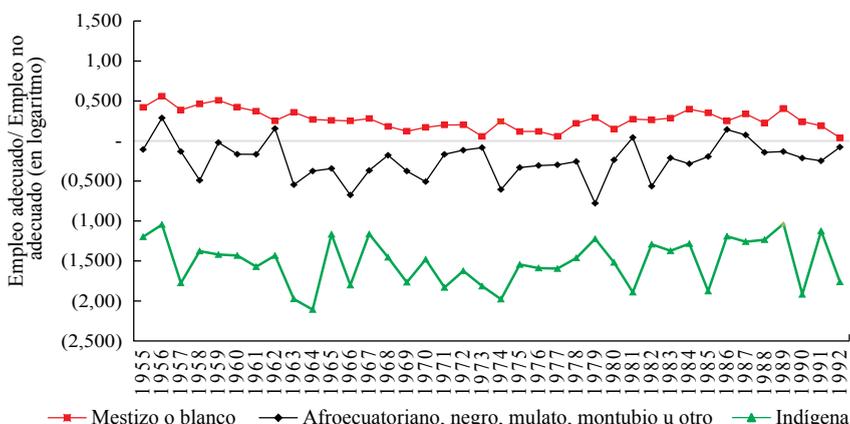
Figura 7.

Efectos cohorte sobre la *ratio* empleo adecuado-no adecuado

a. Hombres



b. Mujeres



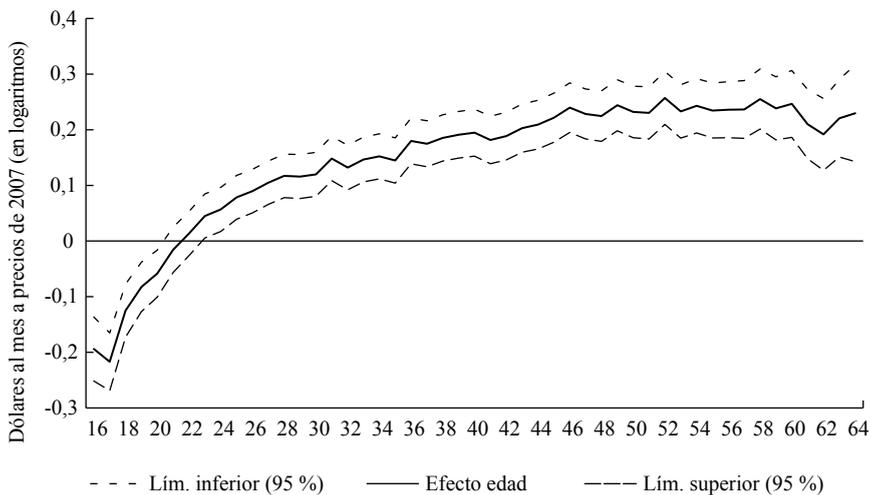
Fuente: elaboración propia con datos del INEC.

Desigualdades laborales por efectos petróleo-edad

Un segundo grupo de desigualdades estimadas con el primer modelo nace de la interacción entre el precio del petróleo y las desigualdades laborales asociadas a la edad de las cohortes analizadas, es decir, los efectos petróleo-edad α_{pe}^i . Al estimar dichos efectos para el ingreso laboral real (Figura 8), se encontró que, ante un aumento en el precio del petróleo, a mayor edad se tiende a acceder a un mayor incremento del ingreso, pero, cerca de los 50 años, ese incremento se estanca.

Figura 8.

Efecto petróleo-edad sobre ingreso laboral real por cohorte

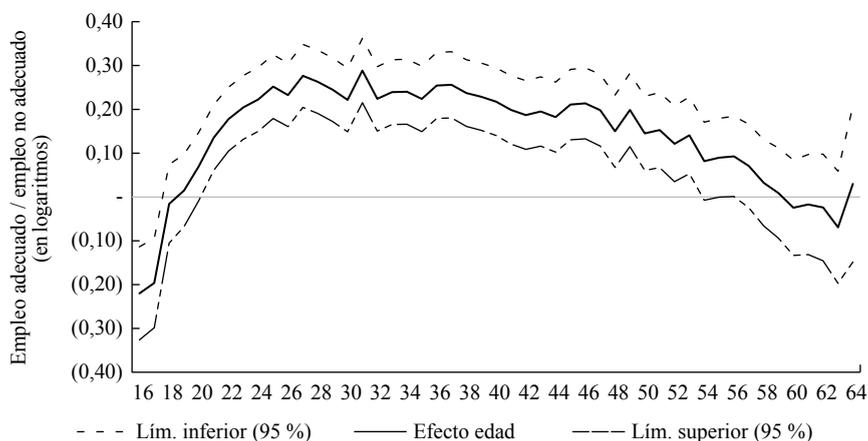


Fuente: elaboración propia con datos del INEC.

Sobre los efectos petróleo-edad en la *ratio* empleo adecuado-no adecuado (Figura 9), se observó una posible “U invertida” donde, ante un aumento del precio del petróleo, la población de 30-50 años muestra la mayor tendencia al aumento relativo del empleo adecuado; tendencia menor para poblaciones fuera de ese rango de edad. Así, los efectos petróleo-edad sugieren que las desigualdades del mercado laboral ecuatoriano provocan que los jóvenes —y en menor medida las poblaciones de edad avanzada— sean los grupos que menos se beneficien del incremento de ingresos laborales y de la mayor proporción de empleo adecuado cuando el petróleo aumenta su precio.

Figura 9.

Efecto petróleo-edad sobre la *ratio* empleo adecuado-no adecuado



Fuente: elaboración propia con datos del INEC.

Resultados del modelo PVAR y simulación de un *shock* petrolero

Luego de estimar las desigualdades estructurales asociadas a los efectos cohorte y efectos petróleo-edad, se filtraron tales efectos en el ingreso laboral real y en la *ratio* empleo adecuado-no adecuado, y se usaron esas variables filtradas para estimar el PVAR presentado en el segundo modelo, incluyendo al PIB real como variable macro endógena y al precio del petróleo como variable exógena.

A estas variables, expresadas como la primera diferencia de su logaritmo, se les aplicó la prueba de raíz unitaria de tipo Fisher (basadas en la prueba ADF), obteniendo que casi en todas se rechazó la hipótesis nula de que los paneles poseen raíz unitaria¹⁰, excepto con la primera diferencia del logaritmo del PIB real a la

¹⁰Se aplicó tal prueba porque el pseudo panel utilizado no es fuertemente balanceado.

cual fue necesario filtrar su tendencia temporal para rechazar la hipótesis nula (Tabla 2).

Una vez se posee evidencia a favor de la estacionariedad de todas las variables del modelo, se nota que los criterios de selección bayesianos, Akaike y HQ y el estadístico J de Hansen se minimizan con un solo rezago ($S = 1$; Tabla 3), de modo que se estimó un PVAR con un rezago¹¹ (Tabla 4). En esa estimación, destacó que solo un coeficiente no es significativo a un nivel de confianza de 95 %; también destacó que el modelo es estable, pues sus valores propios caen dentro del círculo unitario (Tabla 5).

Tabla 2.
Prueba de raíz unitaria en panel de tipo Fisher

Estadísticos	$\Delta \log x_{1ct}^*$ $\Delta \log$ ingreso laboral real (f)	$\Delta \log x_{2ct}^*$ $\Delta \log$ ratio empleo adecuado-no adecuado (f)	$\Delta \log Y_t$ $\Delta \log$ PIB real (ft)	$\Delta \log p_t$ $\Delta \log$ precio del petróleo
Inverse chi-squared (p)	2187,6896	2157,0092	2368,8937	891,4746
Inverse normal (Z)	-30,7865	-31,3752	-38,3513	-16,2066
Inverse logit (L*)	-38,8420	-38,6299	-43,2199	-15,0109
Modified inv. chi-squared (Pm)	57,6731	56,7078	63,3422	14,4200

H0: todos los paneles tienen raíz unitaria.

H1: al menos un panel es estacionario.

Basada en las pruebas ADF y empleando un retardo.

(f): dato filtrado por modelo de cohortes.

(ft): dato filtrado sin tendencia temporal.

Para todos los estadísticos se obtuvo un valor p menor a 0,01.

Fuente: elaboración propia con datos del INEC y el BCE.

¹¹El modelo PVAR se estimó empleando de 0 a 4 retardos de las variables endógenas, junto con la variable exógena del modelo como instrumentos. Esta especificación minimizó los criterios de información de la Tabla 2 y generó resultados robustos, pero con la desventaja de que fue altamente demandante en uso de información. Por ello, el tamaño de muestra empleada se redujo, en comparación al tamaño original de la base de datos.

Tabla 3.
Selección de rezagos del PVAR

Rezagos	CD	J	MBIC	MAIC	MQIC
1	-3,43786	1091,85	828,8634	1019,85	948,6221
2	-4,7768	1305,204	1107,964	1251,204	1197,82
3	-2,25011	1156,853	1025,359	1120,853	1085,264

Fuente: elaboración propia con datos del INEC y el BCE.

Tabla 4.
Estimación de parámetros del PVAR

Variables	Δx_{1ct}^* $\Delta \log$ ingreso laboral real (f)	Δx_{2ct}^* $\Delta \log$ ratio empleo adecuado-no adecuado (f)	ΔY_t $\Delta \log$ PIB real (ft)
Δx_{1ct-1}^* $\Delta \log$ ingreso laboral real (f) (t-1)	-0,91836*** (0,12448)	-0,71596** (0,31764)	-0,00299*** (0,00078)
Δx_{2ct-1}^* $\Delta \log$ ratio empleo adecuado-no adecuado (f) (t-1)	0,06980 (0,06534)	-0,45008*** (0,16469)	-0,00194*** (0,00041)
ΔY_t $\Delta \log$ PIB real (ft) (t-1)	64,97733*** (0,54574)	169,0883*** (1,41194)	0,62960*** (0,00232)
Δp_t $\Delta \log$ precio del petróleo	1,41249*** (0,03231)	4,00874*** (0,07358)	0,03940*** (0,00033)
Observaciones	1,488		
Instrumentos	$1(0/4).(\Delta x_{1ct}^* \Delta x_{2ct}^* \Delta Y_t) \Delta p_t$		

f: dato filtrado por modelo de cohortes.

ft: dato filtrado sin tendencia temporal.

Errores estándar en paréntesis.

Significancia *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Las columnas indican los parámetros de cada ecuación del modelo.

Fuente: elaboración propia con datos del INEC y el BCE.

Tabla 5.

Valores propios del PVAR

Valores propios		Módulo (< 1)
Componente real	Componente imaginario	
-0,64748	0	0,64748
-0,04567	0,25344	0,25752
0,04567	-0,25344	0,25752

Fuente: elaboración propia con datos del INEC y el BCE.

Luego de estimar el PVAR, se estableció un orden de las variables endógenas para aplicar la descomposición de Cholesky. Como apoyo para identificar dicho orden, se empleó la prueba de Granger (Tabla 6), la cual sugirió con un 95 % de confianza una posible relación causal que va del ingreso laboral real hacia la *ratio* empleo adecuado-no adecuado, junto con posibles simultaneidades entre PIB real y *ratio* empleo adecuado-no adecuado, y entre PIB real e ingreso laboral real, las cuales no permitieron definir claramente una dirección de causalidad. Tales resultados llevaron a asumir que la variable más endógena del sistema es la *ratio* empleo adecuado-no adecuado (causada en el sentido de Granger por el ingreso laboral real).

Tabla 6.

Prueba de causalidad de Granger

Test de Wald de causalidad de Granger en PVAR				
Variable de ecuación	Variable excluida	chi ²	gl	Prob>chi ²
Δx_{1ct}^* Δ log ingreso laboral real (f)	Δx_{2ct}^*	1,141	1	0,285
	ΔY_t	14175,82	1	0,000
	todas	17002,84	2	0,000
Δx_{2ct}^* Δ log <i>ratio</i> empleo adecuado-no adecuado (f)	Δx_{1ct}^*	5,080	1	0,024
	ΔY_t	14341,40	1	0,000
	todas	14453,56	2	0,000
ΔY_t Δ log PIB real (ft)	Δx_{1ct}^*	14,647	1	0,000
	Δx_{2ct}^*	22,444	1	0,000
	todas	135,198	2	0,000

Ho: variable excluida no causa en el sentido de Granger a variable de ecuación.

Ha: variable excluida causa en el sentido de Granger a variable de ecuación.

f: dato filtrado por modelo de cohortes.

ft: dato filtrado sin tendencia temporal.

Fuente: INEC y BCE. Estimación y elaboración propias.

Por otra parte, como no se encontró relación causal clara que vaya desde alguna variable del sistema hacia el PIB real (solo simultaneidades), además que el PIB depende de otros factores a más del mercado laboral, se lo asumió como la variable menos endógena del sistema. Así, el orden de variables empleado en la descomposición de Cholesky fue PIB real, ingreso laboral real y *ratio* empleo adecuado-no adecuado.

El orden de variables sugerido se usó como caso base para estimar las FIR (Figura 10a), sobre las cuales también se realizó una prueba de robustez, considerando las seis permutaciones posibles entre variables endógenas (Figura 10b). Tanto las FIR del caso base como la prueba de robustez sugirieron que, luego de un incremento exógeno de una desviación estándar en el PIB real (primera fila de las Figuras 10a y 10b), hay un incremento significativo tanto del ingreso laboral real como de la *ratio* empleo adecuado-no adecuado; de hecho, ese fue uno de los resultados más robustos del modelo.

Por su parte, un incremento exógeno en el ingreso laboral real (segunda fila) tiende, primero, a contraer el PIB real (tanto en el caso base como en la prueba de robustez, existen reducciones significativas) y, segundo, a no reducir la *ratio* empleo adecuado-no adecuado (en el caso base la *ratio* crece en el primer período y luego decae en menor proporción, mientras que en la prueba de robustez surgen efectos no significativos).

Por último, un incremento exógeno en la *ratio* empleo adecuado-no adecuado (tercera fila) tiende a reducir el PIB real (tanto en la prueba de robustez como en el caso base, se encontraron reducciones significativas) y no tiende a reducir el ingreso laboral real (en el caso base, prácticamente, el efecto es no significativo, mientras que en las pruebas de robustez existen casos significativos donde el ingreso real crece en un primer período y luego decae en menor proporción).

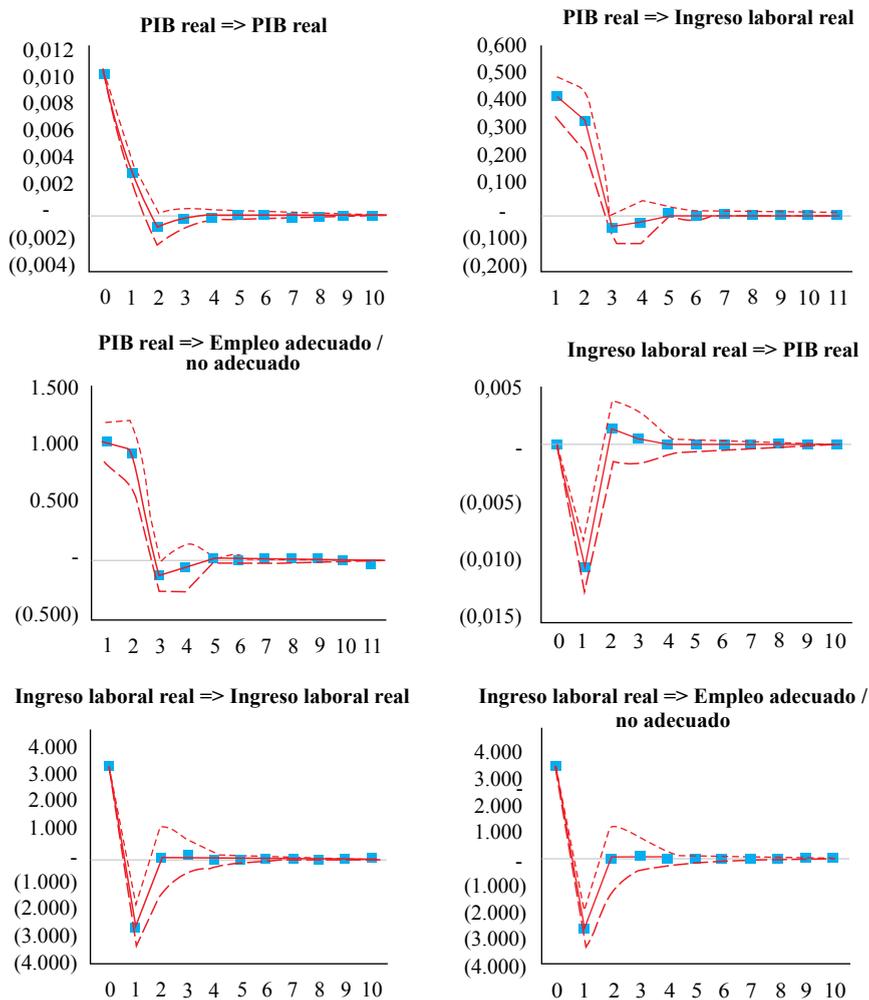
De estos resultados surgieron algunas interpretaciones:

- a. Un crecimiento económico exógeno tiende a expandir tanto a los ingresos laborales reales como a mejorar la calidad del empleo.
- b. Un incremento exógeno del ingreso laboral tiende a reducir el crecimiento económico, pero no necesariamente deteriora la calidad del empleo (o incluso puede mejorarla).
- c. Una mejoría exógena de la calidad del empleo tiende a reducir el crecimiento económico, pero sin necesariamente deteriorar al ingreso laboral (o incluso puede aumentarlo).

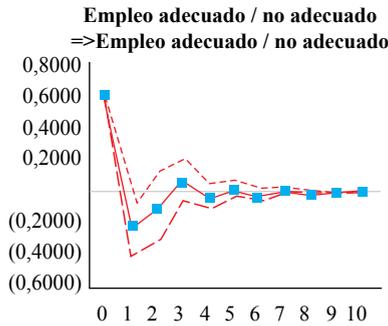
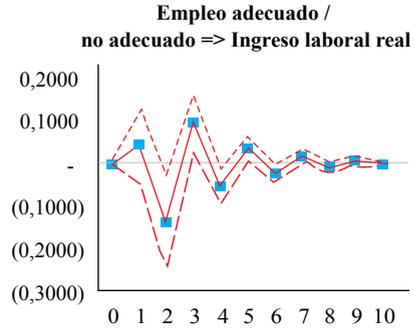
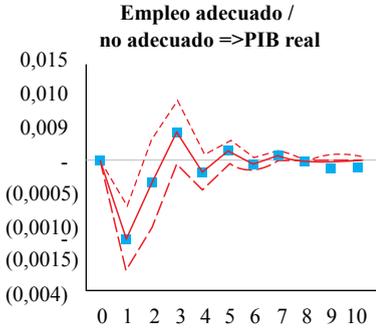
Es decir, las FIR y la prueba de robustez plantearon que, mientras un crecimiento económico exógeno parece tener un efecto expansivo que mejora las condiciones del mercado laboral, una mejora laboral exógena afecta negativamente al crecimiento. Tal resultado lleva a plantear la hipótesis de que la economía ecuatoriana sustentaría una parte de su crecimiento con el deterioro laboral,

en particular con la reducción del ingreso laboral real; es decir, quizá la economía ecuatoriana no estaría basada en salarios en el sentido de Badhuri y Marglin (1990)¹². De todas formas, se deja para un trabajo futuro una evaluación más profunda de esta hipótesis.

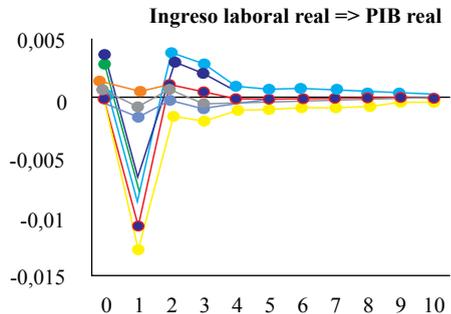
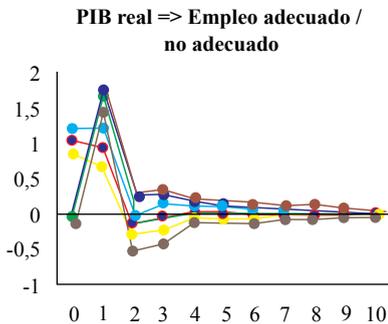
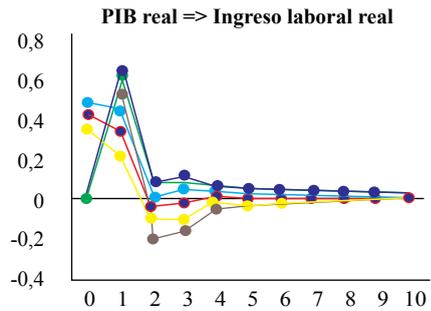
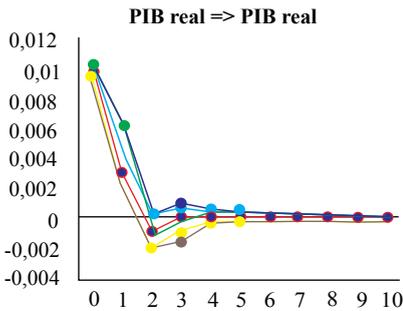
Figura 10.
Funciones impulso-respuesta ortogonales (FIR)
a. Caso base

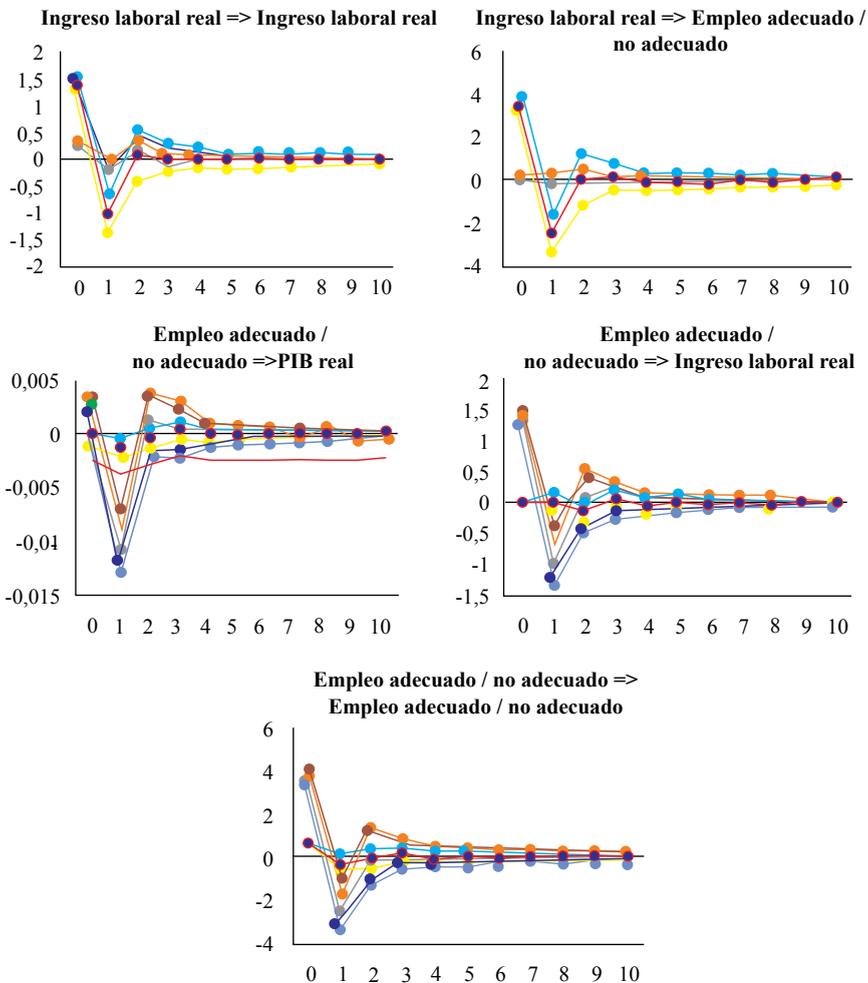


¹²Este resultado es consistente con Oyvatt *et al.* (2020), para quien las economías con elevada apertura comercial (como Ecuador, cuya apertura comercial alcanzó casi 60% del PIB en 2019) tendrían baja probabilidad de ser economías basadas en salarios.



b. Prueba de robustez





Nota: variables expresadas en primera diferencia de sus logaritmos, filtradas por modelos de cohortes en el caso del ingreso laboral real y la *ratio* empleo adecuado-no adecuado, sin tendencia temporal en el caso del PIB real. Las series en rojo representan el caso base. Intervalos construidos por Bootstrap con 200 simulaciones de Monte Carlo y nivel de confianza del 95 %. En la prueba de robustez, se incluyeron las FIR e intervalos de confianza de todas las permutaciones entre variables.

Fuente: elaboración propia con datos del INEC y el BCE.

En cuanto a las FDVE, el caso base (Tabla 7) indicó que, luego de 2-4 periodos, el ingreso laboral real y la *ratio* empleo adecuado-no adecuado contribuyen con 52% y con menos de 1% de la volatilidad del PIB real, respectivamente. Ello sugiere una fuerte sensibilidad del PIB en el ingreso laboral.

Tabla 7.

Funciones de descomposición de la varianza del error (FDVE) (caso base)

Variable de respuesta	Periodos	Variables de impulso (%)		
		ΔY_t $\Delta \log \text{ PIB real (ft)}$	Δx_{1ct}^* $\Delta \log \text{ ingreso laboral real (f)}$	Δx_{2ct}^* $\Delta \log \text{ ratio empleo adecuado-no adecuado (f)}$
ΔY_t $\Delta \log \text{ PIB real (ft)}$	1	100	0	0
	2	47,48871	51,87046	0,64082
	3	47,36278	51,95058	0,68664
	4	47,28288	51,95966	0,75746
	5	47,27558	51,94875	0,77567
	6	47,27161	51,94697	0,78142
	7	47,27002	51,94599	0,78399
	8	47,26941	51,94547	0,78512
	9	47,26915	51,94525	0,7856
	10	47,26904	51,94516	0,78579
Δx_{1ct}^* $\Delta \log \text{ ingreso laboral real (f)}$	1	8,34335	91,65666	0
	2	8,83761	91,10426	0,05813
	3	8,83799	90,52068	0,64133
	4	8,82914	90,24711	0,92375
	5	8,82306	90,15897	1,01797
	6	8,81906	90,1259	1,05503
	7	8,81744	90,11152	1,07104
	8	8,8168	90,10535	1,07785
	9	8,81652	90,10278	1,08069
	10	8,81641	90,10171	1,08188
Δx_{2ct}^* $\Delta \log \text{ ratio empleo adecuado-no adecuado (f)}$	1	7,71011	89,42136	2,86853
	2	9,08455	88,69307	2,22238
	3	9,16866	88,55512	2,27622
	4	9,16896	88,51998	2,31106
	5	9,16965	88,51175	2,3186
	6	9,16925	88,50967	2,32108
	7	9,1691	88,50863	2,32226
	8	9,16905	88,50816	2,32279
	9	9,16903	88,50796	2,323
	10	9,16902	88,50788	2,32309

f: dato filtrado por modelo de cohortes.

ft: dato filtrado sin tendencia temporal.

Fuente: elaboración propia con datos del INEC y el BCE.

Por su parte, el PIB real y la *ratio* empleo adecuado-no adecuado contribuyen respectivamente con 8,8 % y con 1 % de la volatilidad del ingreso laboral real. Esto, a su vez, sugiere que gran parte de la volatilidad del ingreso laboral se asocia a un efecto inercial de la propia variable.

Sumado a ello, el PIB real y el ingreso laboral real respectivamente contribuyen con 9,1 % y 88,5 % de la volatilidad de la *ratio* empleo adecuado-no adecuado, lo cual demuestra la fuerte sensibilidad de la calidad del empleo al ingreso laboral. Estos resultados mostraron que la calidad del empleo parece tener el menor aporte en la volatilidad del resto de variables, seguido por el PIB, mientras que el ingreso laboral sería la variable de mayor contribución a dicha volatilidad.

Al aplicar la prueba de robustez para las FDVE¹³, se notó que el aporte del PIB real en la volatilidad de las variables analizadas es estable; mientras existen casos donde más bien es la *ratio* empleo adecuado-no adecuado la que tiene mayor aporte a la volatilidad de variables, en comparación con el ingreso laboral real. Sin embargo, esos últimos casos corresponden a situaciones donde se asume que el ingreso laboral es “más endógeno” que la *ratio* empleo adecuado-no adecuado, lo cual parece inconsistente con la prueba de Granger (Tabla 6). En todo caso, se plantea como hipótesis la existencia de una interacción compleja entre ingreso laboral real y calidad del empleo, que requiere de un estudio más profundo.

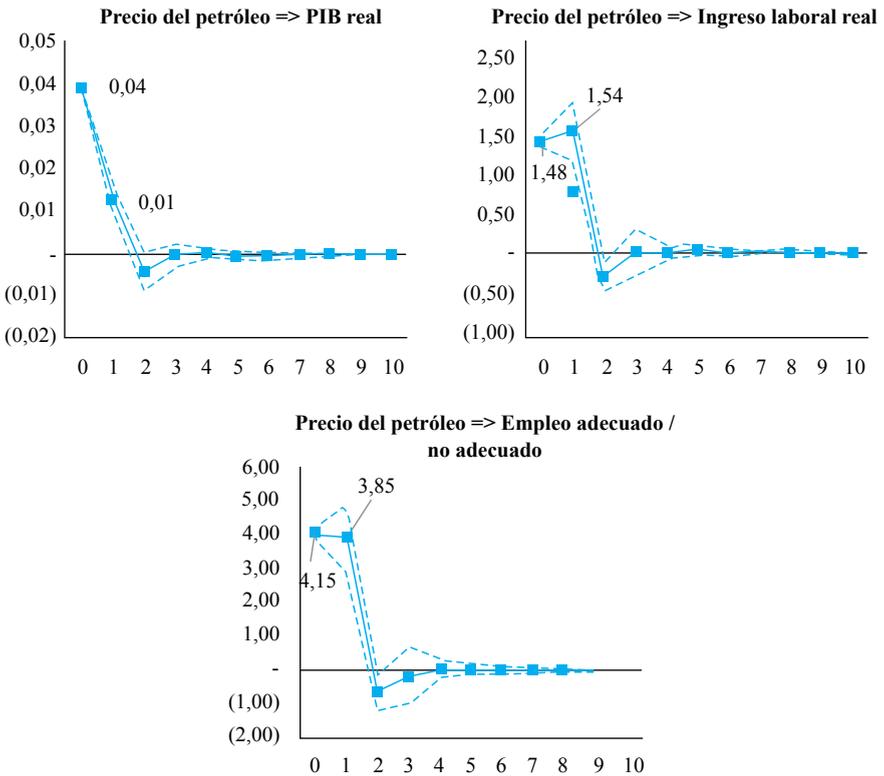
Pese a la compleja interacción del ingreso laboral real y la *ratio* empleo adecuado-no adecuado, cabe destacar que el principal resultado que se busca con el PVAR es el efecto de la volatilidad del precio del petróleo sobre las variables del modelo; efecto que fue estimado con la función de multiplicadores dinámicos FMD (independiente del orden de endogeneidad asumido en la descomposición de Cholesky). Al estimar esa función (Figura 11) se encontró que un incremento exógeno de cerca del 1 % en el precio del petróleo genera un crecimiento estadísticamente significativo en todas las variables del modelo, el cual perdura tanto en el periodo del incremento como en un periodo siguiente. Por ejemplo, un aumento de 1 % en el precio del petróleo aumenta en el mismo período en 0,04 % al PIB real, en 1,48 % al ingreso laboral real, y en 4,15 % a la *ratio* empleo adecuado-no adecuado; y, para el siguiente período, los incrementos son de 0,01, 1,54 % y 3,85 %, respectivamente.

Por último, se obtuvo el efecto total que posee, para diferentes grupos de edad, un *shock* de 1 % en el precio del petróleo, sobre el ingreso laboral real (Figura 12) y sobre la *ratio* empleo adecuado-no adecuado (Figura 13) aplicando la ecuación (4). Con ello se identificó que un aumento de 1 % en el precio del petróleo tiende a incrementar cerca de 1,2 % el ingreso laboral real de la población de 16 años; luego, el efecto aumenta con la edad, hasta estancarse en un crecimiento de 1,6 % en la población de 40 años o más.

¹³Los resultados pueden consultarse a los autores, vía correspondencia.

Figura 11.

Funciones de multiplicadores dinámicos (FMD) para un *shock* en el precio del petróleo



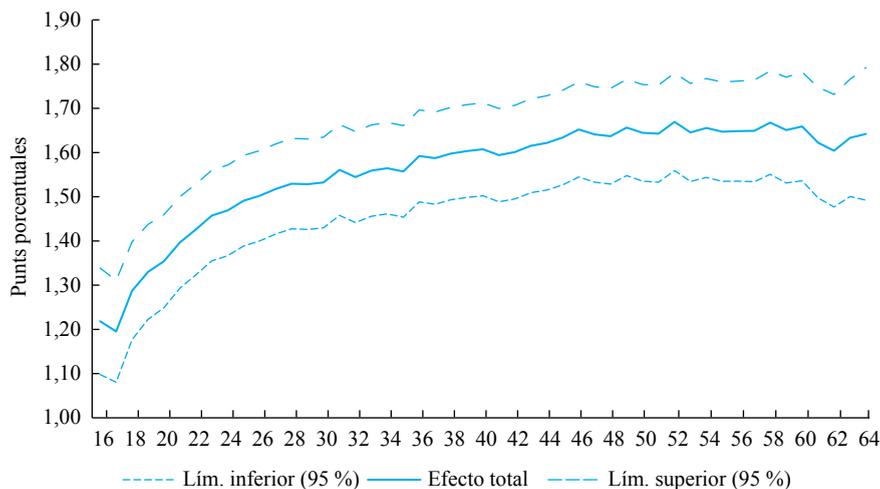
Nota: variables expresadas en primera diferencia de sus logaritmos, filtradas por modelos de cohortes en el caso del ingreso laboral real y de la *ratio* empleo adecuado-no adecuado, sin tendencia temporal en el caso del PIB real. Intervalos construidos por Bootstrap con 200 simulaciones de Monte Carlo y un nivel de confianza del 95%.

Fuente: elaboración propia con datos del INEC y el BCE.

Por su parte, el aumento de 1 % en el precio del petróleo tiende a incrementar en 3,8 % la *ratio* empleo adecuado-no adecuado en la población de 16 años; luego, el efecto crece con el aumento de la edad hasta alcanzar 4,2 % en poblaciones de 30-40 años; finalmente, el efecto decae a alrededor de 4 % para poblaciones de 60 años.

Figura 12.

Efecto total por edades de un *shock* en el precio del petróleo sobre el ingreso laboral real

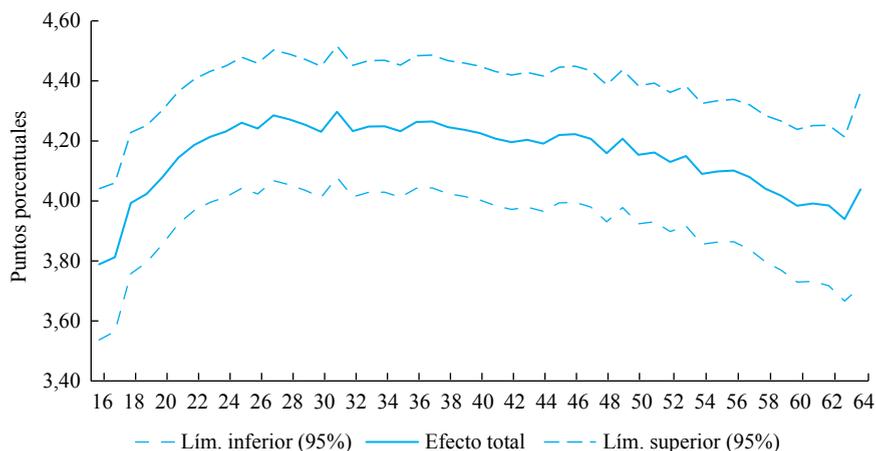


Nota: intervalos de confianza al 95 %, obtenidos de sumar los intervalos presentados en las Figuras 8 y 11.

Fuente: elaboración propia con datos del INEC y el BCE.

Figura 13.

Efecto total por edades de un *shock* en el precio del petróleo sobre la *ratio* empleo adecuado-no adecuado



Nota: intervalos de confianza al 95 % obtenidos de sumar los intervalos presentados en las Figuras 9 y 11.

Fuente: elaboración propia con datos del INEC y el BCE.

CONCLUSIÓN

En este artículo se realizó una estimación del efecto de la volatilidad del precio del petróleo, sobre el mercado laboral ecuatoriano, combinando estimaciones micro provenientes de un modelo de cohortes poblacionales (MCP) con estimaciones macro de un modelo de vectores autorregresivos en panel (PVAR). Con la combinación de ambos enfoques, se estimó que el crecimiento del precio del petróleo tiene un efecto positivo, estadísticamente significativo y de corto plazo (uno a dos años) sobre la actividad económica, el ingreso laboral real y la calidad del empleo. Al combinarse con las desigualdades laborales asociadas a la edad de los grupos de población analizados, este efecto da como resultado la existencia de potenciales efectos heterogéneos.

Con estos resultados, puede concluirse que el mercado laboral ecuatoriano es altamente vulnerable a la volatilidad el precio del petróleo; un potencial mecanismo de esa vulnerabilidad es la difusión de los *shocks* petroleros sobre la actividad económica en su conjunto, que luego se transmitan a los salarios y a la calidad del empleo, aunque de forma heterogénea entre grupos de edad. Tal vulnerabilidad genera problemas, sobre todo, en épocas de fuertes *shocks* petroleros negativos, como sucedió en 2015 cuando el precio del petróleo ecuatoriano se redujo en 50 % con respecto a 2014 (cayó de 84,32 a 42,17 dólares por barril; Figura 1).

Desde ese momento, el ingreso laboral real y la calidad del empleo del país se han deteriorado notablemente. Semejante vulnerabilidad podría reflejar la existencia de un mercado laboral que, a más de estar cargado de desigualdades estructurales, es altamente frágil a los *shocks* externos, al punto de que cada nueva caída del precio del petróleo puede significar una importante pérdida de recursos reales y de empleo adecuado. Esta posibilidad puede volverse un agravante en períodos de crisis por su potencial efecto negativo, por ejemplo, sobre la demanda agregada, tema que se deja para futuras investigaciones.

A partir de la presente investigación, es posible plantear algunas posibilidades de estudios futuros. Por ejemplo, a medida que exista información que cubra un mayor período de tiempo, sería deseable estimar un modelo con una estrategia similar a la que se plantea aquí, buscando alguna relación de cointegración por medio de un modelo vectorial de corrección de error en panel –PVECM (Kao, 1999; Westerlund, 2007). Posiblemente, con un modelo de tales características, igualmente combinado con un enfoque de cohortes poblacionales, sea factible evaluar la hipótesis de si efectivamente la economía ecuatoriana no está basada en salarios en el sentido sugerido por Badhuri y Marglin (1990).

Otra posibilidad de investigación que puede plantearse es el estudio del vínculo petróleo-empleo, aplicando modelos que permitan identificar comportamientos asimétricos, posiblemente bajo enfoques similares a Kisswani y Kisswani (2019) y Michieka y Gearhart III (2019), esto es, empleando una adaptación no lineal en panel de modelos ARDL. Quizás, con dicha aplicación, puede tenerse mayor

claridad incluso de la compleja interacción entre ingreso laboral real y la calidad del empleo.

Por último, también surge la posibilidad de aplicar la misma estrategia metodológica de este artículo, para estudiar la difusión de *shocks* petroleros macro, en otro tipo de información micro, por ejemplo, encuestas a empresas. En dicho caso, las “cohortes” podrían construirse agrupando empresas por ramas de actividad junto con otras características que puedan considerarse constantes en el tiempo en la medida que dichas encuestas tengan representatividad nacional.

Tanto en el artículo que acaba de presentarse como en las posibilidades de investigaciones futuras que se sugieren, la principal motivación es plantear enfoques que vayan integrando simultáneamente elementos micro y macro en la discusión del efecto de la volatilidad del precio del petróleo. Una volatilidad que, al menos en países periféricos, pequeños y exportadores de petróleo, muchas veces parece dejar más maldiciones que bondades en términos económicos, políticos y sociales en general¹⁴.

RECONOCIMIENTOS

Los autores agradecen la revisión y observaciones realizadas por cinco evaluadores anónimos, las cuales contribuyeron a mejorar notablemente la versión final de este artículo.

REFERENCIAS

1. Abrigo, M. R., & Love, I. (2016). Estimation of panel vector autoregression in Stata. *The Stata Journal*, 16(3), 778-804.
2. Acosta, A. (2012). *Breve historia económica del Ecuador* (3.ª ed.). Corporación Editora Nacional.
3. Acosta, A., & Cajas-Guijarro, J. (2016). Patologías de la abundancia. Una lectura desde el extractivismo. En *Nada dura para siempre. Neo-extractivismo tras el boom de las materias primas* (pp. 391-425). Universidad Andina Simón Bolívar.
4. Acosta, A., & Cajas, J. (2018). *Una década desperdiciada. Las sombras del correísmo*. Centro Andino de Acción Popular.
5. Aguiar, V. (2011a). *Análisis del cambio de comportamiento de las variables macroeconómicas y su impacto en el comercio internacional*. Centro de Investigaciones Económicas y de la Micro, Pequeña y Mediana Empresa, Flacso.

¹⁴Apenas como un ejemplo de algunas patologías dejadas por la dependencia petrolera en el caso ecuatoriano, ver Acosta y Cajas-Guijarro (2016).

6. Aguiar, V. (2011b). *Impactos macroeconómicos, en la pobreza y desigualdad de la disminución o incremento de los precios internacionales de bienes primarios y materias primas en la economía ecuatoriana*. Centro de Investigaciones Económicas y de la Micro, Pequeña y Mediana Empresa, Flasco.
7. Andrews, D. W., & Lu, B. (2001). Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 101(1), 123-164.
8. Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
9. Arias, O., & Sosa, W. (2007). *Assessing trends in informality in Argentina. A cohorts panel VAR approach*. Banco Mundial y Cedlas.
10. Aziz, M. I., & Dahalan, J. (2015). Oil price shocks and macroeconomic activities in asean-5 countries: A panel VAR approach. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 8(16), 101-120.
11. Bhaduri, A., & Marglin, S. (1990). Unemployment and the real wage: The economic basis for contesting political ideologies. *Cambridge Journal of Economics*, 14(4), 375-393.
12. Botta, A. (2010). Economic development, structural change and natural resource booms: A structuralist perspective. *Metroeconomica*, 61(3), 510-539.
13. Canova, F., & Ciccarelli, M. (2004). Forecasting and turning point predictions in a bayesian panel VAR model. *Journal of Econometrics*, 120(2), 327-359.
14. Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249-272.
15. Davis, S. J., & Haltiwanger, J. (2001). Sectoral job creation and destruction responses to oil price changes. *Journal of Monetary Economics*, 48(3), 465-512.
16. Davis, S. J., Loungani, P., & Mahidhara, R. (1997). *Regional labor fluctuations: Oil shocks, military spending, and other driving forces* (Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Disc. Papers 578). https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3894
17. Deaton, A. (1985). Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 30(1-2), 109-126.
18. Deaton, A. (1997). *The analysis of household surveys. A microeconomic approach to development policy*. Banco Mundial.
19. García-Albán, F., González, M., & Vera, C. (2020). *Good luck or good policy? An analysis of the effects of oil revenue and fiscal policy shocks: The case of Ecuador* (MPRA Paper 102592). Munich Personal RePEc Archive. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/102592/1/MPRA_paper_102592.pdf

20. Glenn, N. D. (2005). *Cohort analysis* (2.^a ed.). Sage.
21. González, G., & Iturralde, R. (2006). Duración y probabilidad de salida del desempleo: un estudio para el caso ecuatoriano (2003-2006) con datos de secciones cruzadas repetidas. *Cuestiones Económicas*, 22(3), 91-131.
22. Gravier-Rymaszewska, J. (2012). *How aid supply responds to economic crises* (Wider Working Paper 2012/25). <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.978.8575&rep=rep1&type=pdf>
23. Güell, M., & Hu, L. (2006). Estimating the probability of leaving unemployment using uncompleted spells from repeated cross-section data. *Journal of Econometrics*, 133(1), 307-341.
24. Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, 3(2), 148-161.
25. Hamilton, J. D. (1983). Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91(2), 228-248.
26. Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press.
27. Hamilton, J. D. (2003). What is an oil shock? *Journal of Econometrics*, 113(2), 363-398.
28. Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029-1054.
29. Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.
30. Keane, M. P., & Prasad, E. S. (1996). The employment and wage effects of oil price changes. A sectoral analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 78(3), 389-400.
31. Kilian, L., & Lütkepohl, H. (2017). *Structural vector autoregressive analysis*. Cambridge University Press.
32. Kisswani, A. M., & Kisswani, K. M. (2019). Modeling the employment-oil price nexus: A non-linear cointegration analysis for the US market. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 28(7), 902-918.
33. Koirala, N. P., & Ma, X. (2020). Oil price uncertainty and US employment growth. *Energy Economics*, 91. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104910>
34. Lardic, S., & Mignon, V. (2002). *Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières*. Economica.
35. Lee, K., & Ni, S. (2002). On the dynamic effects of oil price shocks: A study using industry level data. *Journal of Monetary Economics*, 49(4), 823-852.
36. Lee, L., & Yu, J. (2010). Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects. *Journal of Econometrics*, 154(2), 165-185.
37. Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.

38. Loungani, P. (1986). Oil price shocks and the dispersion hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, 68(3), 536-539.
39. Love, I., & Zicchino, L. (2006). Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2), 190-210.
40. Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Springer.
41. Mehrara, M., & Mohaghegh, M. (2011). Macroeconomic dynamics in the oil exporting countries: A panel VAR study. *International Journal of Business and Social Science*, 2(21), 288-295.
42. Melguizo, C. (2015). *An analysis of the okun s law for the Spanish provinces* (AQR–Working Papers 2015, AQR15/01). http://diposit.ub.edu/dspace/bitstream/2445/61326/1/IR15-001_Melguizo.pdf
43. Michieka, N. M., & Gearhart III, R. S. (2019). Oil price dynamics and sectoral employment in the US. *Economic Analysis and Policy*, 62, 140-149.
44. Novales, A. (1993). *Econometría* (2.ª ed.). McGraw-Hill.
45. Oyvatt, C., Öztunalı, O., & Elgin, C. (2020). Wage-led versus profit-led demand: a comprehensive empirical analysis. *Metroeconomica*, 71(3), 458-486.
46. Pesántez, E. (2014). Análisis de movilidad social en el Ecuador. *Analítica: Revista de Análisis Estadístico*, 8(2), 53-68.
47. Rasche, R. H., & Tatom, J. A. (1977). Energy resources and potential GNP. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 59, 10-24.
48. Robbins, D., Salinas, J. D., & Manco, A. (2009). La oferta laboral femenina y sus determinantes. Evidencia para Colombia con estimativas de cohortes sintéticas. *Lecturas de Economía*, 70, 137-163.
49. Sadeghi, A. (2017). *Oil price shocks and economic growth in oil-exporting countries. Does the size of government matter?* (IMF Working Paper). <https://www.imf.org/~media/Files/Publications/WP/2017/wp17287.ashx>
50. Schweitzer, M. E. (1997). Workforce composition and earnings inequality. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Cleveland*, 33, 13-24.
51. Svampa, M. (2013). «Consenso de los Commodities» y lenguajes de valoración en América Latina. *Nueva Sociedad*, 244, 30-46.
52. Tsay, R. S. (2005). *Analysis of financial time series* (2.ª ed.). Wiley.
53. Verbeek, M. (2008). Pseudo-panels and repeated cross-sections. En *The econometrics of panel data* (pp. 369-383). Springer.
54. Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748.
55. Zhang X. X., & Liu, L. (2020). The time-varying causal relationship between oil price and unemployment: Evidence from the US and China (EGY 118745). *Energy*, 212, 118745.