



## Remesas y Oferta Laboral en Honduras

Samuel Martínez

Departamento de Investigación Económica

Banco Central de Honduras

[samuel.martinez@bch.hn](mailto:samuel.martinez@bch.hn)

Recibido: 21 de agosto de 2025

Publicado: 29 de enero de 2026

### Resumen

El documento analiza el impacto de las remesas familiares en la oferta laboral de Honduras a través de la metodología de los pseudopaneles. Se utilizan dos mediciones de oferta laboral: 1) la tasa de participación laboral, medida a través de la fuerza de trabajo y 2) las horas de trabajo semanales. Los resultados indican que los ingresos por remesas familiares generan un impacto negativo en la participación en la fuerza laboral, sugiriendo que los ingresos adicionales reducen la necesidad de trabajar. Por su parte, para aquellos que están empleados, las remesas no inciden sobre la cantidad de horas a trabajar.

**Palabras clave:** remesas familiares, oferta laboral, pseudopanel, cohortes.

**Clasificación JEL:** E430, E440, C580.



## Remittances and Labor Supply in Honduras

Samuel Martínez

Department of Economic Research

Banco Central de Honduras

[samuel.martinez@bch.hn](mailto:samuel.martinez@bch.hn)

Received: August 21st, 2025

Published: 29 de enero de 2026

### Resumen

The document analyzes the impact of family remittances on the labor supply in Honduras through the pseudo-panel methodology. Two labor supply measurements are used : 1) the labor force participation rate and 2) the weekly working hours. The results indicate that income from family remittances generates a negative impact on labor force participation, suggesting that the additional income reduces the need to work. Furthermore, for those who are employed, remittances do not affect the amount of hours worked.

**Palabras clave:** remittances, labor supply, pseudo panel, cohorts.

**Clasificación JEL:** E430, E440, C580.

## 1 Introducción

Las remesas del exterior se han convertido en una de las principales fuentes de ingresos para las familias hondureñas. Según el Banco Central de Honduras (2024), a diciembre de 2024 las remesas familiares alcanzaron un monto de US\$9,510.2 millones, equivalente a US\$960.8 en términos de ingreso per cápita. En contraste, el Producto Interno Bruto (PIB) per cápita fue US\$3,758.2, lo que indica que las remesas per cápita representaron el 25.6% del PIB per cápita. Cabe mencionar que el ingreso de remesas per cápita de Honduras es cerca de diez (10) veces más que el dato mundial<sup>1</sup> (US\$91.1).

Por su parte, para 2024 los ingresos por remesas familiares en términos de PIB representaron el 25.6%. A nivel de Centroamérica, Honduras se posicionó como la segunda economía con más ingresos por remesas familiares, tanto a nivel de flujos como a ratio del PIB, este último, fue 35 veces mayor que el indicador mundial<sup>1</sup> (0.72% del PIB).

Lo antes expuesto, resalta el importante papel que tienen las remesas del exterior sobre los ingresos de los hogares en Honduras. De esta manera, considerando lo establecido en la teoría económica, un aumento de los ingresos no laborales incrementa la demanda de horas de ocio, lo que conlleva a reducir la oferta de trabajo (Borjas, 2016).

Al revisar los datos de 2013 a 2019 de la Encuesta Permanente de Hogares de Propósitos Múltiples (EPHPM) de Honduras, se observó que los individuos que recibieron remesas trabajaron menos horas que aquellos que no percibieron remesas. Además, su promedio de horas de trabajo por semana fue menor a las 44 horas semanales establecidas en el código de trabajo de Honduras.

En este contexto, utilizando la metodología de los pseudopanel de datos, en este trabajo se realizan estimaciones para capturar el impacto de las remesas familiares en la oferta laboral de Honduras. Se emplean dos mediciones de oferta laboral: 1) la tasa de participación laboral, medida a través de la fuerza de trabajo y 2) las horas de trabajo semanales. Además, se controla por diferentes variables sociodemográficas.

La metodología de los pseudopaneles permite analizar la evolución de fenómenos a lo largo del tiempo cuando no se dispone de datos que sigan a los mismos individuos. En su lugar, se cons-

---

<sup>1</sup>Fuente: Banco Mundial (2025).

truyen cohortes (grupos de personas con características fijas, como el año de nacimiento) y se observa cómo cambian las medias de estas cohortes en diferentes momentos (Deaton, 1985). Esto transforma encuestas transversales repetidas en una estructura similar a un panel, permitiendo aplicar técnicas econométricas longitudinales para estudiar la dinámica de variables a nivel de grupo y reducir el sesgo por errores de medición individuales (Verbeek y Nijman, 1992).

Particularmente, los resultados mostraron que las remesas generan un impacto negativo en la participación en la fuerza laboral, sugiriendo que los ingresos adicionales reducen la necesidad de trabajar. Sin embargo, su efecto en las horas de trabajo no es concluyente. Esto sugiere que las remesas influyen en la decisión de las personas de incorporarse a la fuerza laboral, pero no determinan la cantidad de horas que trabajan.

El documento está organizado de la siguiente manera: la sección 2 corresponde a la revisión de literatura; la sección 3 describe la metodología y los datos; la sección 4 presenta los resultados; y la sección 5 enuncia las conclusiones.

## 2 Revisión de literatura

Para explorar la relación entre los ingresos no laborales y la oferta de trabajo, la teoría económica parte del estudio de la elección entre trabajo y ocio, a través de la demanda de horas de ocio (Ehrenberg, 2025). El análisis puede realizarse desde el enfoque del costo de oportunidad, midiendo las ganancias adicionales que un trabajador puede obtener al aumentar su tiempo de trabajo.

También se puede abordar desde la perspectiva del efecto ingreso, donde la teoría sugiere que, a medida que los ingresos aumentan, manteniendo constante el costo de oportunidad del ocio, las personas querrán consumir más ocio (trabajar menos). Asimismo, se puede estudiar considerando el efecto sustitución. Aquí, la teoría sugiere que si el ingreso se mantiene constante, una disminución en el salario generará una mayor demanda de ocio, reduciendo la cantidad de trabajo.

Por otro lado, las decisiones laborales también se pueden analizar a través del salario de reserva. Este se define como el salario mínimo que una persona está dispuesta a aceptar para entrar al mercado laboral y está influenciado por el valor que le da a su tiempo de ocio (Ehrenberg, 2025).

En este contexto, el efecto de las remesas familiares sobre la oferta de trabajo puede analizarse teóricamente desde la perspectiva del efecto ingreso, ya que un mayor ingreso conduce a los individuos a reducir sus horas laborales; o considerando el salario de reserva, dado que un aumento de este provocaría que los individuos no quieran ingresar al mercado de trabajo.

Al respecto, la literatura empírica ha abordado este tema a través de diferentes metodologías y desde distintas perspectivas. No obstante, hasta donde se tiene conocimiento, el trabajo de Kim (2007) es la única referencia encontrada que utiliza el modelo de pseudopanel para analizar el efecto de las remesas sobre la oferta laboral. Sus resultados mostraron que las remesas tienen un impacto negativo en la participación en el mercado laboral de Jamaica, asociado al aumento del salario de reserva de los hogares debido al mayor ingreso no laboral.

Por su parte, Jadotte y Ramos (2016) examinaron el efecto de las remesas sobre la oferta laboral en la República de Haití, midiendo la oferta laboral por horas de trabajo y participación laboral. A diferencia de la literatura empírica previa, consideraron tres aspectos econométricos para abordar el problema de sesgo en las estimaciones: 1) la endogeneidad de las remesas con respecto a la oferta laboral, 2) la característica inflada a cero (zero-inflated) de las horas de trabajo y 3) la autoselección de la muestra de migrantes. Los resultados coinciden con la literatura previa y apuntan a una disminución de la oferta laboral en presencia de remesas. Sin embargo, la respuesta del mercado laboral a las remesas en las mujeres jefas de hogar no es tan sensible como la de los hombres.

Con datos de 122 países en desarrollo para el período de 1990 a 2015 y utilizando datos de panel, Azizi (2018) investigó los impactos de las remesas en el desarrollo humano y la oferta laboral. Los resultados indicaron que las remesas aumentaron los gastos de salud per cápita y redujeron la prevalencia de la desnutrición, del retraso del crecimiento y la tasa de mortalidad infantil, así como la profundidad del déficit de alimentos. Por otro lado, las remesas aumentaron la matriculación escolar global y en escuelas privadas, así como la tasa de finalización escolar. También, encontraron que las remesas mejoraron los resultados educativos de las niñas más que los de los niños. Además, hallaron que las remesas redujeron la tasa de participación femenina en la fuerza laboral, pero no afectaron la tasa de participación masculina.

Chami et al. (2018), a través del Método Generalizado de Momentos (GMM, por su siglas en

inglés), estimaron para 112 países los efectos de las remesas en el desempeño del mercado laboral a través de la demanda laboral, reflejada por el desempleo; y también por la oferta laboral, medida por la participación en la fuerza laboral. Al respecto, por el lado de la oferta, encontraron que las remesas reducen la participación laboral y aumentan la informalidad del mercado laboral. Del lado de la demanda, las remesas reducen el desempleo general, pero benefician principalmente a los sectores no transables que tienen menor productividad y salarios bajos, en detrimento de los sectores transables que son de mayor productividad y salarios altos.

Murakami, Yamada y Sioson (2021), examinaron el impacto de las remesas en el mercado laboral de Tayikistán. Específicamente, estimaron el impacto de la migración internacional y la recepción de remesas en las decisiones sobre la oferta laboral y el empleo de los familiares que no migraron. Aplicaron un enfoque de función de control utilizando datos de panel de hogares únicos de alta frecuencia. Los resultados indicaron que la migración y la recepción de remesas reducen la oferta laboral. Además, concluyen que sus hallazgos sugieren que el efecto sobre el salario de reserva de tener un familiar migrante y recibir remesas es significativo y supera otros efectos positivos que podrían tener.

Por su parte, Habib (2022) utilizó un modelo de datos de panel para analizar los efectos de las remesas familiares en la oferta laboral en Túnez, considerando los cambios demográficos del país receptor como en los de origen. Los resultados mostraron que un aumento de las remesas reduce significativamente la oferta de empleo y, por lo tanto, aumenta la tasa de desempleo. Esta correlación reveló que el impacto de los cambios demográficos en el efecto de las remesas se traduce en un aumento del desempleo debido al envejecimiento de la población.

Para los países del Triángulo Norte (El Salvador, Guatemala y Honduras), Garcia-Suaza y Sousa (2018) utilizaron la metodología del propensity score matching con encuestas de hogares de 2006 y 2014 para estimar el impacto de las remesas en la oferta laboral. Los resultados mostraron que las remesas se asocian con una reducción de la participación laboral, especialmente entre las mujeres. Este efecto es mayor en las mujeres salvadoreñas. Además, encontraron que recibir remesas también se asocia con una menor probabilidad de que los adultos jóvenes estudien o trabajen. Al mismo tiempo, la evidencia sugirió que las remesas podrían estar impulsando las pequeñas empresas y el autoempleo en El Salvador y Guatemala. Cabe mencionar que, para 2014, no encontraron evidencia sólida de

que las remesas afecten la oferta laboral en Honduras.

### 3 Especificación econométrica y datos

Para el análisis empírico se utilizaron las bases de datos de la EPHPM publicadas por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE) de Honduras de 2012, 2016, 2019 y 2023<sup>2</sup>. La estructura metodológica de estas encuestas implica que para cada año de aplicación se selecciona una muestra aleatoria de los hogares a encuestar, por lo cual, no es posible darle seguimiento a los mismos hogares o individuos en el tiempo.

Para tratar dicho problema, la literatura empírica introdujo el método de pseudopanel. Esta es una alternativa al uso de datos de panel para estimar modelos de efectos fijos cuando solo se dispone de datos transversales repetidos e independientes. Los pseudopaneles observan cohortes, es decir, grupos de individuos con características observables comunes, en lugar de los mismos individuos a lo largo del tiempo.

El modelo de datos de panel de efectos fijos se plantea como:

$$y_{it} = x_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad \text{y} \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

donde  $y_{it}$  es la variable de interés para cada individuo  $i$  en el tiempo  $t$ ;  $x_{it}$  es un vector de  $K$  variables explicativas observadas para cada  $i$  y  $t$ ;  $\beta$  es el efecto de dichas variables, es decir, un vector de parámetros de dimensión  $K$ ;  $\alpha_i$  es el efecto fijo individual, que captura los determinantes de la variable de interés que son fijos a lo largo del tiempo; y  $\varepsilon_{it}$  es el término residual.

Formalmente, para el caso del pseudopanel la función objetivo corresponde a  $y_{ct} = E(y_{it}|i \in c, t)$ , la esperanza de la variable de interés en el cohorte " $c$ " y en el tiempo " $t$ ".

Guillerm (2017) plantea el modelo del pseudopanel de la siguiente manera:

$$\bar{y}_{ct} = \bar{x}_{ct}\beta + \bar{\alpha}_{ct} + \bar{\varepsilon}_{ct}, \quad c = 1, \dots, C \quad \text{y} \quad t = 1, \dots, T \quad (2)$$

<sup>2</sup>Se realizó un trabajo previo de homologación de las variables de las encuestas, debido a que en el transcurso de los años los cuestionarios se han modificado. Cabe mencionar que, al 31 de mayo de 2025, la última base disponible de la EPHPM era la de 2023.

Donde  $\bar{y}_{ct}$  es la variable dependiente que corresponde a la oferta laboral, para la cual se tomó en cuenta dos mediciones: 1) fuerza de trabajo (ocupados y desocupados), la cual es igual a uno (1) si tiene trabajo o busca empleo y es cero (0) si está inactivo; y 2) horas trabajadas por semana. Mientras que  $\bar{x}_{ct}$  es el vector de variables explicativas, el cual incluye: una variable binaria que toma el valor de uno (1) si los individuos reciben remesas<sup>3</sup> y el valor de cero (0) si no reciben; el estado civil (soltero = 0 y casado o unión libre = 1); los años de estudio; la edad; una variable dicotómica para el género (hombre = 0 y mujer = 1); y una variable binaria para la zona geográfica (urbano = 0 y rural = 1).

Cabe mencionar que los valores reales de  $\bar{y}_{ct}$  y  $\bar{x}_{ct}$  son desconocidos, dado que solo se tiene una estimación empírica dentro de cada cohorte observada:  $\bar{y}_{ct} = \frac{1}{n_{ct}} \sum_{i \in c,t} y_{it}$  y  $\bar{x}_{ct} = \frac{1}{n_{ct}} \sum_{i \in c,t} x_{it}$ , es decir, el promedio de los valores observados para los individuos pertenecientes a cada  $c$  y en cada  $t$ . Además, como los individuos observados no son los mismos en cada  $t$ , el promedio de los efectos fijos puede variar con el tiempo; no obstante, se asume que es invariante en el tiempo ( $\bar{\alpha}_{ct} = \bar{\alpha}_c$ ).

### 3.1 Definición de las cohortes

De acuerdo con Guillerm (2017), el criterio de selección de los cohortes debe ser observable para todos los individuos, estable en el tiempo y cada unidad se debe clasificar exactamente en una cohorte. Autores como Deaton (1985); Blundell, Duncan y Meghir (1998); Propper, Rees y Green (2001); Verbeek (2008), entre otros, sugieren utilizar el año de nacimiento como criterio de selección para la definición de los cohortes.

Previo a definir los cohortes se realizó una depuración de los datos. Para el período inicial (2012) se acotó la edad de los individuos entre 15 y 60 años, lo que permitió darle seguimiento por 11 años en tres períodos posteriores (2016, 2019 y 2023), considerando que las personas que superan los 70 años pueden no ser representativas para la oferta laboral. Además, se clasificó la fuerza de trabajo con el valor de uno (1) y los inactivos con el valor de cero (0). En tanto, para la otra medición de oferta laboral (horas trabajadas por semana) se restringió hasta 84 horas semanales, lo que equivale a 12 horas por día.

Para la construcción de los cohortes, se evaluaron tramos de 1, 2, 3 y 5 años. Por ejemplo,

<sup>3</sup>La variable remesas se construye a partir del indicador "ingreso del hogar por remesas familiares". Dada la variabilidad de los datos, mínimos de L30.0 y máximos en alrededor de L86,000.0, se optó por convertirla en una variable dicotómica.

considerando los datos de 2012 en el tramo de 2 años, una cohorte incluye individuos con edades de 59 y 60 años (fechas de nacimiento entre 1952 y 1953); mientras que en el tramo de 5 años, se agrupan individuos con edades de 56 a 60 años (fechas de nacimiento entre 1952 y 1956).

A nivel de los datos utilizados, para el caso del tramo de 1 año se encontró que en muchos casos las cohortes no superaban las 100 observaciones, por lo cual se descartó este tramo para las estimaciones. Al respecto, Verbeek y Nijman (1992) recomiendan que el número de observaciones por cohorte sea de al menos 100 datos, argumentando que a mayor número de observaciones por cohorte, menor será el grado de error de medición y el sesgo de los estimadores.

Por otro lado, en los tramos de 3 y 5 años, cada cohorte registra más de 100 observaciones, pero el número de cohortes se reduce a 64 y 40 datos, respectivamente. En cuanto a esto, Guillerm (2017) menciona que al crear cohortes con un mayor número de observaciones, se reducirá la cantidad de datos finales utilizados para el modelo (muestra pequeña), lo cual generará una menor precisión de los estimadores debido a la poca variabilidad. Por lo tanto, dichos tramos también se excluyeron para generar las estimaciones.

Considerando lo anterior, para las estimaciones finales se seleccionó el tramo de 2 años, ya que permite el equilibrio de formar cohortes lo suficientemente grandes (mayores a 100 observaciones) sin perder demasiada variabilidad (92 datos finales). En la Tabla A1 se presenta la distribución de las cohortes que resultan de considerar la fuerza de trabajo como medida de la oferta laboral, donde se obtuvo una muestra de 54,607 individuos, agrupados en 92 cohortes, distribuidos en 23 observaciones por año ( $C=23$ ,  $T=4$ ).

Por su parte, en la Tabla A2 se muestra la distribución de las cohortes cuando se tiene en cuenta la medición de oferta laboral a través de las horas de trabajo. En este caso, se obtuvo una muestra de 33,167 individuos, agrupados en 89 cohortes. Cabe mencionar que se eliminaron los primeros tres cohortes de 2023, dado que no cumplían con el criterio de al menos 100 observaciones.

Finalmente, en la Tabla 1 se presenta la descripción de las variables utilizadas, considerando las dos mediciones de oferta laboral, así como las estadísticas descriptivas de los datos que resultan de agrupar los individuos por cohortes para ambos modelos del pseudopanel.

Cuadro 1: Descripción de las variables y estadísticos de los datos del pseudopanel

Variable	Descripción	Estadística descriptiva			
		Media	DE*	Mínimo	Máximo
<b>Modelo I</b>					
Fuerza de trabajo (FT)	FT = 1, Inactivos=0	0.66	0.10	0.31	0.79
Remesas	Recibe = 1, No recibe = 0	0.18	0.05	0.09	0.34
Estado civil	Casado o unión libre = 1, otro = 0	0.63	0.14	0.05	0.76
Edad	De 15 a 71 años	43.0	13.9	15.5	70.4
Educación	Años de estudio	7.39	1.0	5.2	9.6
Género	Mujer=1, Hombre=0	0.54	0.03	0.47	0.61
Zona geográfica	Rural=1, Urbano=0	0.45	0.05	0.35	0.58
Número de observaciones				92	
<b>Modelo II</b>					
Horas de trabajo	Horas por semana	40.8	2.1	34.2	44.9
Remesas	Recibe = 1, No recibe = 0	0.16	0.04	0.09	0.29
Estado civil	Casado o unión libre = 1, otro = 0	0.63	0.16	0.02	0.78
Edad	De 15 a 71 años	42.1	13.3	15.5	66.5
Educación	Años de estudio	7.6	0.98	5.1	9.9
Género	Mujer=1, Hombre=0	0.38	0.05	0.19	0.47
Zona geográfica	Rural=1, Urbano=0	0.44	0.07	0.30	0.73
Número de observaciones				89	

\* Desviación estándar.

## 4 Resultados

Como se mencionó anteriormente, para estimar los resultados se utilizó un pseudopanel construido a partir de cohortes agrupadas en tramos de dos años, considerando la fecha de nacimiento como criterio de clasificación. Se presentan dos estimaciones, la primera utiliza como variable depen-

diente la tasa de la fuerza de trabajo y la segunda las horas trabajadas. Ambos modelos utilizan las mismas variables independientes.

Previo a describir los resultados, hay que tener en cuenta que al tratarse de un modelo estimado a partir de un pseudopanel construido con datos agregados por cohortes, las variables, tanto dependiente como independientes, representan promedios por cohorte y período. De esta manera, la variable dependiente (la participación en la fuerza de trabajo) originalmente dicotómica (es igual a 1 si está ocupado o desocupado, y es 0 si es inactivo), pasa a representar la proporción de individuos que trabajan o buscan trabajo dentro de cada cohorte en un determinado año.

De manera similar, las variables independientes que son binarias, la recepción de remesas (recibe=1, no recibe=0), el estado civil (casado o unión libre=1, otro=0), el género (mujer=1, hombre=0) y la zona geográfica (rural=1, urbano=0), también se interpretan como proporciones promedio dentro de cada cohorte. Por lo tanto, los coeficientes estimados reflejan el efecto promedio de un cambio en la proporción de la variable explicativa sobre la proporción de participación en la fuerza laboral.

Por ejemplo, al utilizar la variable remesas dentro de una cohorte como variable explicativa, el coeficiente estimado no refleja el efecto de recibir remesas a nivel individual, sino el impacto de un cambio en la proporción agregada de receptores dentro de esa cohorte.

Por su parte, cuando se utiliza la variable dependiente horas de trabajo, los coeficientes se analizan como el cambio promedio de la variable explicativa sobre las horas de trabajo promedio. Para el caso de las variables edad y años de estudio, estas representan cómo los cambios en la edad o educación promedio de un grupo influyen en la participación laboral o en las horas de trabajo promedio a lo largo del tiempo.

En la Tabla 2 se presentan los resultados de las especificaciones que consideran como variable dependiente la participación en la fuerza de trabajo. Se estimaron seis modelos, comenzando con una especificación base entre fuerza de trabajo y remesas, agregando progresivamente una variable de control para validar que los resultados mantengan consistencia con diferentes especificaciones.

Cuadro 2: Pseudopanel con efectos fijos: estimación de la oferta laboral con la fuerza de trabajo.

Variables/Modelo	I	II	III	IV	V	VI
Remesas	-0.91*	-0.86*	-0.66*	-0.47**	-0.43**	-0.46**
	(0.20)	(0.11)	(0.09)	(0.21)	(0.18)	(0.19)
Estado civil		0.70*	0.62*	0.67*	0.69*	0.68*
		(0.07)	(0.04)	(0.08)	(0.08)	(0.08)
Años de estudio			0.07*	0.06*	0.06*	0.05*
			(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
Edad				-0.003	-0.003	-0.004
				(0.001)	(0.003)	(0.003)
Género					-0.26 <sup>+</sup>	-0.28* **
					(0.13)	(0.15)
Zona geográfica						-0.25* **
						(0.14)
Constante	0.82*	0.37*	-0.12	-0.04	0.08	0.40
	(0.03)	(0.05)	(0.07)	(0.12)	(0.13)	(0.24)

Nota: Desviación estándar ( ). Nivel de significancia: 1% = \*; 5% = \*\*; 10% = \*\*\*

Todos los modelos se estimaron con errores estándar robustos y utilizando el factor de expansión.

Los resultados muestran una relación negativa y estadísticamente significativa entre la recepción de remesas y participación en la fuerza de trabajo. En el modelo I, que solo incluye la variable de remesas, el coeficiente estimado estaría indicando que el aumento de 1 punto porcentual (pp) en las cohortes que reciben remesas, generaría una disminución de 0.91 pp en la participación de la fuerza laboral. No obstante, a medida que se agregan las variables de control en los modelos, la magnitud del coeficiente se atenúa, alcanzando un valor de -0.46 en la especificación que incluye todos los controles.

Estos resultados evidencian de manera empírica como el efecto ingreso o un aumento en el salario de reserva, reduce la necesidad de las personas de buscar empleo. Al respecto, Kim (2007) menciona que los hogares con ingresos por remesas tienen un salario de reserva más alto y reducen la oferta laboral al salir de la fuerza de trabajo. Cabe mencionar que Murakami, Yamada y Sioson (2021), encontraron que los ingresos por remesas redujeron la oferta laboral de Tajikistan entre 0.20 y 0.27 pp.

Los coeficientes estimados para estado civil (casado o unión libre) muestran un efecto positivo y significativo sobre la oferta laboral, indicando que el incremento de 1.0 pp en la proporción de casados genera un aumento entre 0.62 pp y 0.70 pp en la participación laboral. Este hallazgo podría estar asociado con la mayor responsabilidad económica que incurren las personas al constituirse como familia. Al respecto, Acosta (2006) encontró que los individuos casados tienen una mayor probabilidad de participar en el mercado laboral.

Por su parte, el efecto de la escolaridad es igualmente positivo y significativo, con un coeficiente en torno a 0.06. Esto muestra que un aumento promedio de diez años de estudio en una cohorte se asocia con un incremento de 0.60 pp en la participación laboral de esa cohorte. Este efecto a largo plazo es congruente con la teoría económica que postula que la educación eleva la productividad y el salario esperado. Además, resalta el efecto positivo de la educación sobre la oferta laboral, al reflejar que mayores niveles educativos se relacionan con una mayor vinculación al mercado de trabajo.

Los coeficientes estimados para las variables edad son cercanos a cero y no significativos, por lo que no hay evidencia robusta sobre la relación entre la edad promedio de la cohorte y la participación en la fuerza laboral.

En tanto, para la variable género se denota un coeficiente promedio de -0.27 que es estadísticamente significativo, por lo que un aumento de 1.0 pp en la proporción de mujeres, reduce su participación laboral en 0.27 pp. Este resultado refleja la persistencia de la brecha de género en la participación laboral, atribuible a factores estructurales, sociales y económicos que limitan la inserción de las mujeres en el mercado de trabajo (Oficina Internacional de Trabajo, 2023).

Por último, el coeficiente para la variable zona geográfica es de -0.25, indicando que, en pro-

medio, un incremento de 1.0 pp en las cohortes ubicadas en zonas rurales genera una disminución de su participación en la fuerza laboral de 0.25 pp. Este comportamiento puede responder a condiciones estructurales como la informalidad del trabajo rural, la estacionalidad de las actividades productivas (particularmente en sectores agrícolas) y el acceso limitado a oportunidades de empleo formal (Comisión Económica para América Latina y el Caribe, 2023; Oficina Internacional de Trabajo, 2022).

En la Tabla 3 se detallan los resultados de la especificaciones que utilizan como variable dependiente las horas de trabajo. Estos modelos, a priori, parecen presentar un problema de sesgo por selección. Para evaluar dicho problema, se estimó el modelo de selección de Heckman (1976), para corregir el potencial problema de sesgo por selección generado al observar únicamente a los individuos que están participando en el mercado laboral, excluyendo a aquellos que no están participando. Con datos de 2023, los resultados mostraron que no existe un efecto significativo de recibir remesas sobre la decisión de las horas trabajadas, acorde a lo encontrado en la estimación del pseudopanel. Además, el coeficiente  $\rho$  resultó no significativo, indicando que no existe sesgo por selección (ver Tabla A3).

Cuadro 3: Pseudopanel con efectos fijos: estimación de la oferta laboral con horas de trabajo.

VARIABLES/MODELO	I	II	III	IV	V	VI
Remesas	6.82 (5.10)	0.95 (2.43)	1.18 (2.38)	0.38 (3.28)	-0.06 (3.44)	-2.24 (2.97)
Estado civil		12.46* (3.01)	11.72* (2.48)	11.46* (2.94)	14.60* (3.15)	11.14* (3.03)
Años de estudio			0.23 (0.29)	0.25 (0.31)	0.55* * * (0.29)	-0.24 (0.41)
Edad				0.012 (0.053)	0.005 (0.051)	-0.11* * * (0.06)
Género					-11.50* * (4.17)	-13.10* (3.98)
Zona geográfica						-16.5* (5.21)
Constante	39.7* (0.81)	32.8* (2.01)	31.5* (3.11)	31.1* (3.55)	31.6 (3.78)	53.0* (8.22)

Nota: Desviación estándar ( ). Nivel de significancia: 1% = \*; 5% = \*\*; 10% = \*\*\*

Todos los modelos se estimaron con errores estándar robustos y utilizando el factor de expansión.

Para la variable remesas, únicamente los modelos V y VI presentan signos acorde a lo previsto en la teoría económica; no obstante, los coeficientes son no significativos. Estos resultados indican que no se puede validar que las remesas influyan en la oferta laboral cuando se mide a través de las horas de trabajo. Al respecto, Kim (2007) encontró que las remesas no tienen impacto en las horas de trabajo semanales.

Respecto al estado civil (casado o unión libre), se encuentran coeficientes que oscilan entre

11.0 y 14.0, siendo todos positivos y significativos. Esto implica que al generarse un aumento de 1.0 pp en la proporción de casados de una cohorte, las horas de trabajo se incrementarían en promedio entre 11 y 12 horas. Referente a esto, Torres Betanco y Araúz Torres (2024) encontraron que los individuos que tienen una relación conyugal trabajan en promedio 3 horas más que aquellos que no están casados.

En tanto, el impacto del grado de escolaridad de las cohortes sobre las horas de trabajo resultó cercano a cero y estadísticamente no robusto. Únicamente en el Modelo V se encontró con un coeficiente débilmente significativo (al 10%). Este resultado estaría indicando que el nivel de educación promedio de la cohorte no es un factor determinante para las horas de trabajo.

Por su parte, al igual que en las especificaciones de los modelos que utilizan la participación laboral como variable dependiente, los coeficientes estimados para las variables edad son cercanos a cero, por lo que no se puede validar una relación robusta entre la edad promedio de la cohorte y las horas de trabajo.

Para la variable género los coeficientes son negativos y significativos, señalando que un aumento de 1.0 pp en la proporción de mujeres en una cohorte, generaría una disminución promedio de las horas de trabajo entre 12 y 13 horas. Este comportamiento refleja una brecha estructural de género en la participación laboral, que puede explicarse por múltiples factores: la persistente división sexual del trabajo, la sobrecarga de responsabilidades domésticas y la discriminación en el acceso al empleo formal y de calidad (Rodríguez, 2015).

Finalmente, la variable zona geográfica presenta un coeficiente significativo y negativo de -16.5. Este resultado indica que un incremento de 1.0 pp en la proporción de la población rural reduce, en promedio, las horas de trabajo en 16.5 horas semanales, evidenciando una brecha territorial importante en términos de oferta laboral. Al respecto, Acosta (2006) encuentra que los individuos del área rural tienen menores probabilidades de participar en el mercado laboral respecto a los de la zona urbana.

## 5 Conclusiones

Se estimaron diferentes especificaciones de modelos de pseudopanel para analizar el efecto de las remesas familiares sobre la oferta laboral, utilizando como medida de la oferta la fuerza de trabajo y las horas de trabajo. Los resultados muestran que las remesas actúan principalmente como un desincentivo para entrar al mercado laboral; mientras que para los que están empleados, no tienen un impacto sobre la cantidad de horas a trabajar.

Por otro lado, se encuentra evidencia robusta que estar casado o en unión libre es un determinante positivo en las decisiones de participación laboral y en la cantidad de horas a trabajar. De igual forma, el nivel de educación es un factor positivo en las decisiones de participación laboral; no obstante, sobre las horas trabajadas no tiene un efecto predominante, indicando que el nivel de estudios ayuda a la inserción laboral, pero no a la intensidad del esfuerzo laboral una vez empleado.

Por su parte, ser mujer y vivir en la zona rural determinan de manera robusta las decisiones de no participar en el mercado de trabajo y de reducir las horas laborales. Esto evidencia la persistencia existente en las brechas de género y de zona geográfica.

Este análisis sobre la oferta laboral revela la existencia algunos problemas estructurales en el mercado de trabajo hondureño. Primero, el efecto negativo de la recepción de remesas en la participación laboral evidencia un problema de baja competitividad del mercado de trabajo, donde el salario de reserva de los trabajadores (elevado por el ingreso pasivo de las remesas) estaría superando las remuneraciones y condiciones ofrecidas por los empleos. Segundo, la amplia brecha de género en el margen intensivo (horas trabajadas) podría estar asociada a la falta de una infraestructura que permita a las mujeres incorporarse sin barreras al ámbito de trabajo. Por último, la persistente brecha en la zona geográfica, demuestra la concentración de oportunidades de empleo en las áreas urbanas, dejando a las zonas rurales con empleos de baja intensidad y con horarios inestables.

## Referencias

- Acosta, Pablo (abr. de 2006). *Labor Supply, School Attendance, And Remittances From International Migration: The Case Of El Salvador*. Washington, DC. DOI: [10.1596/1813-9450-3903](https://doi.org/10.1596/1813-9450-3903).
- Azizi, SeyedSoroosh (nov. de 2018). «The impacts of workers' remittances on human capital and labor supply in developing countries». En: *Economic Modelling* 75, págs. 377-396. ISSN: 0264-9993. DOI: [10.1016/j.econmod.2018.07.011](https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.07.011).
- Banco Central de Honduras (2024). «Informe de Balanza de Pagos, Posición de Inversión Internacional y Deuda Externa, IV trimestre 2024». En.
- Banco Mundial (2025). *Remesas personales recibidas en dólares y como porcentaje del PIB*. Metadatos del Banco Mundial.
- Blundell, Richard, Alan Duncan y Costas Meghir (jul. de 1998). «Estimating Labor Supply Responses Using Tax Reforms». En: *Econometrica* 66(4), pág. 827. ISSN: 0012-9682. DOI: [10.2307/2999575](https://doi.org/10.2307/2999575).
- Borjas, George J. (2016). *Labor economics*. Seventh edition, international student edition. The @McGraw-Hill series in economics. McGraw-Hill Education: New York, NY. 569 págs. ISBN: 007802188X.
- Chami, Ralph et al. (2018). «Are Remittances Good for Labor Markets in LICs, MICs and Fragile States?» En: *IMF Working Papers* 18(102), pág. 1. ISSN: 1018-5941. DOI: [10.5089/9781484353615.001](https://doi.org/10.5089/9781484353615.001).
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (2023). *Panorama Social de América Latina y el Caribe 2023. La inclusión laboral como eje central para el desarrollo social inclusivo*. CEPAL: Santiago. 1243 págs. ISBN: 9789211221329.
- Deaton, Angus (oct. de 1985). «Panel data from time series of cross-sections». En: *Journal of Econometrics* 30(1-2), págs. 109-126. ISSN: 0304-4076. DOI: [10.1016/0304-4076\(85\)90134-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(85)90134-4).
- Ehrenberg, Ronald G. (2025). *Modern labor economics. Theory and public policy*. Ed. por Robert S. Smith y Kevin F. Hallock. Fifteenth edition. Includes bibliographical references and index. Routledge: New York, NY. 736 págs. ISBN: 9781032906126.
- García-Suaza, Andres y Liliana D. Sousa (sep. de 2018). *Remittances and Labor Supply in the Northern Triangle*. World Bank, Washington, DC. DOI: [10.1596/1813-9450-8597](https://doi.org/10.1596/1813-9450-8597).

- Guillerm, Marine (mar. de 2017). «Les méthodes de pseudo-panel et un exemple d'application aux données du patrimoine». En: *Economie et Statistique / Economics and Statistics*( 491–492), págs. 119-140. ISSN: 1777-5574. DOI: [10.24187/ecostat.2017.491d.1908](https://doi.org/10.24187/ecostat.2017.491d.1908).
- Habib, Hajer (feb. de 2022). «Remittances and Labor Supply: Evidence from Tunisia». En: *Journal of the Knowledge Economy* 14(2), págs. 1870-1899. ISSN: 1868-7873. DOI: [10.1007/s13132-022-00952-9](https://doi.org/10.1007/s13132-022-00952-9).
- Heckman, James J. (1976). *The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models*. NBER, págs. 475-492. URL: <http://www.nber.org/chapters/c10491>.
- Jadotte, Evans y Xavier Ramos (abr. de 2016). «The Effect of Remittances on Labour Supply in the Republic of Haiti». En: *The Journal of Development Studies* 52(12), págs. 1810-1825. ISSN: 1743-9140. DOI: [10.1080/00220388.2016.1156089](https://doi.org/10.1080/00220388.2016.1156089).
- Kim, Namsuk (feb. de 2007). *The Impact Of Remittances On Labor Supply: The Case Of Jamaica*. World Bank, Washington, DC. DOI: [10.1596/1813-9450-4120](https://doi.org/10.1596/1813-9450-4120).
- Murakami, Enerelt, Eiji Yamada y Erica Paula Sioson (abr. de 2021). «The impact of migration and remittances on labor supply in Tajikistan». En: *Journal of Asian Economics* 73, págs. 101268. ISSN: 1049-0078. DOI: [10.1016/j.asieco.2020.101268](https://doi.org/10.1016/j.asieco.2020.101268).
- Oficina Internacional de Trabajo (2022). *Perspectivas Sociales y Del Empleo en el Mundo. Tendencias 2022*. 1st ed. Description based on publisher supplied metadata and other sources. International Labour Organisation (ILO): Genève 22. 1138 págs. ISBN: 9789220357064. URL: [https://www.ilo.org/sites/default/files/wcmsp5/groups/public/@dgreports/@dcomm/@publ/documents/publication/wcms\\_848464.pdf](https://www.ilo.org/sites/default/files/wcmsp5/groups/public/@dgreports/@dcomm/@publ/documents/publication/wcms_848464.pdf).
- Oficina Internacional de Trabajo (2023). *Perspectivas Sociales y del Empleo en el Mundo: Tendencias 2023*. OIT. URL: [https://www.ilo.org/sites/default/files/wcmsp5/groups/public/@dgreports/@dcomm/@publ/documents/publication/wcms\\_865368.pdf](https://www.ilo.org/sites/default/files/wcmsp5/groups/public/@dgreports/@dcomm/@publ/documents/publication/wcms_865368.pdf).
- Propper, Carol, Hedley Rees y Katherine Green (2001). «The Demand for Private Medical Insurance in the UK: A Cohort Analysis». En: *The Economic Journal* 111(471), págs. C180-C200. ISSN: 00130133, 14680297. URL: <http://www.jstor.org/stable/2667837> (visitado 16-12-2025).

- Rodríguez, Corina María (2015). «Economía feminista y economía del cuidado: Aportes conceptuales para el estudio de la desigualdad». En: URL: <https://nuso.org/revista/256/la-economia-invisible-feminismo-cuidados-y-poder/>.
- Torres Betanco, Nestor y Mario Araúz Torres (jun. de 2024). «Remesas y su influencia en el mercado laboral nicaragüense». En: *Revista de Economía y Finanzas* 10, págs. 110-148. URL: [https://www.bcn.gob.ni/sites/default/files/revista/Revista\\_X/Revista\\_BCN\\_Vol.10\\_P4.pdf](https://www.bcn.gob.ni/sites/default/files/revista/Revista_X/Revista_BCN_Vol.10_P4.pdf).
- Verbeek, M. y T. Nijman (mar. de 1992). «Can cohort data be treated as genuine panel data?» En: *Empirical Economics* 17(1), págs. 9-23. ISSN: 1435-8921. DOI: [10.1007/bf01192471](https://doi.org/10.1007/bf01192471).
- Verbeek, Marno (2008). «Pseudo-Panels and Repeated Cross-Sections». En: *The Econometrics of Panel Data*. Springer Berlin Heidelberg, págs. 369-383. ISBN: 9783540758921. DOI: [10.1007/978-3-540-75892-1\\_11](https://doi.org/10.1007/978-3-540-75892-1_11).

## Anexos

Cuadro A1: Variable fuerza de trabajo: Distribución de individuos en cohortes por año de nacimiento

<b>Año de nacimiento</b>	<b>2012</b>	<b>2016</b>	<b>2019</b>	<b>2023</b>
1952-1953	413	305	240	195
1954-1955	407	250	304	207
1956-1957	483	391	326	248
1958-1959	515	328	361	311
1960-1961	490	420	360	356
1962-1963	605	421	330	301
1964-1965	502	383	384	357
1966-1967	591	496	411	301
1968-1969	538	434	450	338
1970-1971	616	542	505	382
1972-1973	772	513	418	396
1974-1975	681	529	494	419
1976-1977	766	632	549	438
1978-1979	736	647	539	481
1980-1981	760	670	620	525
1982-1983	906	679	531	477
1984-1985	959	664	597	527
1986-1987	1,042	845	623	492
1988-1989	1,175	815	613	468
1990-1991	1,314	915	722	593
1992-1993	1,485	1,002	729	523
1994-1995	1,715	1,083	824	538
1996-1997	1,725	1,195	920	529

Cuadro A2: Variable horas de trabajo: Distribución de individuos en cohortes por año de nacimiento

<b>Año de nacimiento</b>	<b>2012</b>	<b>2016</b>	<b>2019</b>	<b>2023</b>
1952-1953	251	170	116	-
1954-1955	265	158	167	-
1956-1957	316	233	168	-
1958-1959	331	198	206	122
1960-1961	320	258	223	160
1962-1963	414	264	211	150
1964-1965	346	263	255	193
1966-1967	409	348	272	151
1968-1969	370	297	317	193
1970-1971	421	382	359	233
1972-1973	523	342	286	240
1974-1975	490	373	356	256
1976-1977	505	456	407	267
1978-1979	497	471	377	276
1980-1981	516	462	441	348
1982-1983	600	485	370	305
1984-1985	611	447	416	345
1986-1987	669	561	460	302
1988-1989	695	535	399	296
1990-1991	713	584	500	372
1992-1993	715	611	474	331
1994-1995	624	579	514	315
1996-1997	501	595	547	293

Cuadro A3: Modelo de selección de Heckman: estimación de la oferta laboral para 2023.

<b>Variab</b> les	<b>Coeficiente</b>	<b>SD</b>	<b>prob.</b>
<b>Horas de trabajo</b>			
Remesas	-1.57	1.46	0.28
Edad	0.40	0.10	0.00
<i>Edad</i> <sup>2</sup>	-0.005	0.00	0.00
Años de estudio	-0.15	0.07	0.04
Remesas-Educación	0.002	0.16	0.99
Género	-3.41	0.62	0.00
Zona geográfica	-6.96	0.55	0.00
Constante	42.88	1.99	0.00
<b>Participación laboral (ecuación de selección)</b>			
Remesas	-0.10	0.03	0.00
Edad	0.13	0.00	0.00
<i>Edad</i> <sup>2</sup>	-0.002	0.00	0.00
Años de estudio	0.03	0.03	0.00
Número de adultos	-0.06	0.01	0.00
Género	-1.07	0.03	0.00
Zona geográfica	0.02	0.03	0.46
Constante	-1.71	0.10	0.00
$\rho$	0.027	0.018	0.14
Observaciones	11,994		
Seleccionadas	6,655		
No seleccionadas	5,339		

Nota: Se agregó como variable de exclusión el número de adultos en el hogar.

Esta variable puede incidir en la decisión de participar en el mercado laboral, pero no directamente en la decisión de las horas a trabajar.