



ISSN 1992-6510
e-ISSN 2520-9299



REALIDAD Y REFLEXIÓN ES UNA PUBLICACIÓN PERIÓDICA DE CARÁCTER SEMESTRAL DE LA UNIVERSIDAD FRANCISCO GAVIDIA
AÑO 26, n.º 63, ENERO-JUNIO 2026. SAN SALVADOR, EL SALVADOR, CENTROAMÉRICA

REALITY AND REFLECTION IS A BIENNIAL PERIODICAL PUBLICATION OF THE FRANCISCO GAVIDIA UNIVERSITY
YEAR 26, n.º 63, JANUARY-JUNE 2026. SAN SALVADOR, EL SALVADOR, CENTRAL AMERICA

Impacto de las remesas en El Salvador: pobreza, mercado laboral y asistencia escolar¹

The Impact of Remittances on Poverty, the Labour Market and School Attendance

Roberto Carlos Rodríguez Peredo

Licenciatura en Economía, Universidad Católica Boliviana «San Pablo», Bolivia

Maestría en Gestión y Políticas Públicas, Universidad de Chile, Chile

Consultor analista estadístico, Ministerio de Educación, Ciencia y Tecnología, El Salvador

rodriguezperedo@gmail.com

<https://orcid.org/0009-0007-3772-1927>

Fecha de recepción: 12 de enero de 2026

Fecha de aprobación: 06 de abril de 2026

DOI: <https://doi.org/10.5377/ryr.v1i63.23361>



¹ En casos particulares, la afinación de código del lenguaje R fue realizada con apoyo de ChatGPT. Ningún otro proceso requirió IA generativa.

RESUMEN

Como resultado de procesos migratorios, muchos hogares en El Salvador reciben remesas, las cuales alcanzaron en 2024 los USD 8,479.70 millones, equivalentes al 24.0 % del Producto Interno Bruto. En este contexto, resulta pertinente preguntarse cuál es el impacto de estos recursos en indicadores socioeconómicos. Para ello, con base en la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples 2024, con muestras de 18,058 hogares, 35,672 personas y 12,851 individuos, se aplicó el método de *propensity score matching*, estableciendo dos grupos observacionales equivalentes. Posteriormente, se calculó el efecto promedio del tratamiento sobre la pobreza monetaria, la pobreza multidimensional, la fuerza laboral y la asistencia escolar. Los resultados indican que la recepción de remesas disminuye la probabilidad de que un hogar presente pobreza monetaria, observándose impactos diferenciados y significativos según el área urbana o rural y el sexo de la jefatura del hogar. También se identificó una reducción en la pobreza multidimensional, con un impacto significativo principalmente en los hogares del área rural y en aquellos donde la mujer es jefa de hogar. En el mercado laboral, la recepción de remesas reduce la participación en la población económicamente activa, especialmente en el área rural y entre las mujeres. Finalmente, las remesas no tienen impacto en la asistencia escolar a nivel general; sin embargo, se observa una reducción significativa de esta entre las mujeres. Si bien los hallazgos son positivos en términos de reducción de la pobreza, también se identifican efectos adversos en el mercado laboral y la asistencia escolar, lo que sugiere que el impacto de las remesas es heterogéneo y no necesariamente beneficioso.

Palabras clave: educación, emparejamiento por puntaje de propensión, mercado de trabajo, pobreza multidimensional, remesas.

ABSTRACT

As a result of migration, many households in El Salvador receive remittances, which totaled \$8.4797 billion in 2024, equivalent to 24.0% of the Gross Domestic Product. In this context, it is worth asking what impact these funds have on socioeconomic indicators. To this end, based on the 2024 Multiple-Purpose Household Survey, with samples of 18,058 households, 35,672 people, and 12,851 individuals, the propensity score matching method was applied, establishing two equivalent observational groups. Subsequently, the average treatment effect on monetary poverty, multidimensional poverty, labor force participation, and school attendance was calculated. The results indicate that receiving remittances reduces the probability of a household experiencing monetary poverty, with differentiated and significant impacts observed depending on whether the area is urban or rural and the gender of the household head. A reduction in multidimensional poverty was also observed, with a significant impact primarily on rural households and those headed by women. In the labor market, receiving remittances reduces participation in the labor force, particularly in rural

areas and among women. Finally, remittances have no impact on school attendance overall; however, a significant reduction in school attendance is observed among women. While the findings are positive in terms of poverty reduction, adverse effects on the labor market and school attendance are also identified, suggesting that the impact of remittances is heterogeneous and not necessarily beneficial.

Keywords: *education, labor market, multidimensional poverty, propensity score matching, remittances.*

Introducción

Como resultado de decisiones personales que responden a problemáticas de índole económico, social, político, o como efecto de desplazamientos forzados, la población opta por migrar a otro país en busca de mejores oportunidades de vida. McAuliffe y Oucho (2024) en el informe *World Migration Report 2024*, publicado por la Organización Internacional para las Migraciones (OIM), reportan que el número de migrantes internacionales a nivel global fue de aproximadamente 281 millones en 2020, lo que significó un 3.6 % de la población mundial (p. 4). En América Latina y el Caribe, el *stock* de migrantes internacionales, que son personas nacidas en esta región, pero viviendo fuera de ella, se situó por sobre los 30 millones de personas, de las cuales poco más de 25 millones tuvieron como destino Norte América (p. 85), lo que representó un 3.9 % de la población en la región².

Un tema de especial interés vinculado a la migración internacional son las remesas, entendidas como transferencias de recursos realizadas por la población migrante hacia su país de origen (McAuliffe y Oucho, 2024). Estos recursos constituyen una fuente adicional o sustitutiva de ingresos para los hogares y las personas receptoras; por ello, resulta pertinente medir su impacto en diversos indicadores socioeconómicos.

En El Salvador, la migración internacional ha sido un fenómeno de gran magnitud durante las últimas décadas, aunque ha disminuido en años recientes. Este proceso ha respondido a distintas problemáticas: inicialmente, constituyó una alternativa de escape durante la guerra civil (1980-1992) y, posteriormente, estuvo asociado a factores económicos (Warnecke-Berger, 2020). Más adelante, aspectos vinculados con la inseguridad y la precariedad económica configuraron un escenario caracterizado por una elevada migración. De acuerdo a la OIM, El Salvador cuenta al 2020 con al menos 1,516,607 personas como migrantes internacionales³, lo que representa un 24.0 % de la población del país a ese mismo año, con un 93.0 % con destino a Estados Unidos de América. Pocos países en América Latina y el Caribe cuenta con un porcentaje tan alto de su población en el exterior, por lo que el volumen de remesas es también bastante significativo, alcanzando el 2024 a un 24.0 % del Producto Interno Bruto (PIB).

Diversos estudios internacionales han analizado el efecto de las remesas en los hogares y las personas receptoras. Estos pueden agruparse en dos enfoques: aquellos centrados exclusivamente en la probabilidad de recibir remesas y aquellos que, además de analizar dicha probabilidad, evalúan su impacto en distintos indicadores socioeconómicos. Para los objetivos del presente estudio, ambos enfoques resultan relevantes, ya que el primero se

² Porcentaje calculado con base al dato poblacional de América Latina y el Caribe, de 645.5 millones de personas al 2020, publicado por el Banco Mundial en <https://data.worldbank.org/indicator/SP.POP.TOTL?locations=ZJ>.

³ Población migrante internacional de El Salvador hacia Estados Unidos de América, Canadá, Guatemala, México y Costa Rica. Ver: <https://worldmigrationreport.iom.int/wmr-2022-interactive/>

orienta a identificar los determinantes de las remesas, mientras que el segundo aporta distintos enfoques econométricos para estimar su impacto sobre variables de interés, como la asistencia educativa, la oferta laboral y el desempleo, entre otras.

Dentro del primer grupo de investigaciones realizadas para El Salvador, Gascón *et al.* (2023) llevaron a cabo un análisis microeconómico mediante el método de regresión de mínimos cuadrados en dos etapas y el uso de variables instrumentales, con el propósito de identificar los determinantes de la probabilidad de recibir remesas y de su magnitud. El estudio se centró en el nivel de digitalización de los hogares salvadoreños. El principal hallazgo fue que la digitalización de los hogares tiene un efecto positivo y significativo sobre la probabilidad de recibir remesas; sin embargo, aunque el proxy utilizado para medir la digitalización mostró un efecto positivo sobre el monto remesado, dicho resultado no fue significativo (p. 6). De igual forma, Anzoategui *et al.* (2011) analizaron el impacto de las remesas en la inclusión financiera. Mediante el uso de variables instrumentales, determinaron que las remesas incrementan la probabilidad de apertura de cuentas de ahorro; no obstante, no encontraron un efecto significativo y robusto sobre el uso de productos de crédito por parte de los hogares (p. 18).

Otro estudio centrado en los determinantes de las remesas es el de Pardo y Dávila (2017), quienes analizaron, para el caso de México, las características de los hogares receptores de remesas nacionales e internacionales mediante un modelo *logit*. El análisis comparó distintos rubros de gasto y encontró factores asociados a una mayor probabilidad de recibir remesas, entre ellos que la jefatura del hogar recaiga en una mujer, la baja o nula escolaridad, la condición de empleo, los hogares con menos de cuatro integrantes y aquellos con al menos una persona menor de 12 años, entre otros (p. 134). Asimismo, los autores destacan que los hogares receptores de remesas destinan una mayor proporción de estos recursos al ahorro (p. 132).

De igual manera, Nwosu *et al.* (2012), para el caso de Nigeria, emplearon una estimación de Heckman en dos etapas para identificar los factores determinantes de las remesas internas e internacionales. Entre sus hallazgos destacan que el nivel educativo no influye en las remesas internacionales, que los migrantes hombres presentan una mayor probabilidad de enviar remesas y que el incremento de la edad se asocia con una mayor probabilidad de remitir recursos desde el exterior, entre otros resultados (p. 3435).

En cuanto a los estudios orientados al análisis del impacto de las remesas en los hogares, Acosta (2019) realizó un análisis de datos de panel con efectos fijos para determinar si las remesas influyen en las decisiones de participación laboral de los hogares, con especial énfasis en las zonas rurales de El Salvador. El principal resultado, contrario a lo reportado por gran parte de la literatura previa, fue que las mujeres que viven en hogares con población migrante y receptora de remesas tienden a incrementar su participación en el mercado laboral

agrícola, sustituyendo parcialmente las actividades domésticas (p. 1044). Este hallazgo sugiere una reasignación de las actividades laborales al interior de los hogares.

Otro estudio relevante es el de Sousa y García-Suaza (2018), quienes analizaron el impacto de las remesas en la oferta laboral de los tres países que conforman el denominado Triángulo Norte (El Salvador, Guatemala y Honduras). Mediante la aplicación de *propensity score matching* (PSM) y utilizando dos encuestas de hogares (2006 y 2014) para cada país, determinaron que las remesas se asocian con una menor participación en la fuerza laboral, principalmente entre las mujeres. Asimismo, encontraron una relación débil entre las remesas y el desempleo (pp. 9-10), entre otros hallazgos de interés.

Por otra parte, el impacto de las remesas en el ámbito educativo de El Salvador también ha sido abordado en diversos estudios. Uno de ellos es el de Jakob (2015), quien, mediante una estimación de mínimos cuadrados ordinarios en dos etapas y la construcción de un panel de datos correspondiente al período 2004-2012, identificó un incremento de la asistencia escolar asociado al aumento en el número de migrantes, con un efecto relativamente mayor en los centros educativos privados. En esta misma línea, Acosta (2011) aplicó diferentes técnicas de identificación, corrección de sesgo, *propensity score matching* y mínimos cuadrados ordinarios en dos etapas con variables instrumentales. Los resultados muestran que, independientemente de la técnica utilizada, las remesas tienen un impacto nulo o poco significativo sobre la escolarización, reducen el ingreso laboral de los niños e incrementan su participación en actividades familiares no remuneradas (p. 933).

Por su parte, Acosta (2006), mediante la aplicación de diversas técnicas que posteriormente darían origen a su estudio de 2011, presentó evidencia microeconómica sobre los efectos de las remesas en las decisiones relacionadas con la asistencia escolar y la oferta laboral. Los resultados indican que la recepción de remesas no tiene un impacto estadísticamente significativo sobre la asistencia escolar (p. 34); sin embargo, contribuye a reducir el trabajo infantil (p. 36) y la oferta laboral de las mujeres (p. 39). Finalmente, Cox y Ureta (2003), utilizando un modelo de riesgos proporcionales, encontraron que la presencia de remesas tiene un efecto positivo en la retención estudiantil, al menos en las áreas rurales de El Salvador (p. 29).

El impacto de las remesas en otros ámbitos también ha sido objeto de estudio. Naatus (2014), mediante modelos de regresión y utilizando información correspondiente a 2004, identificó una relación negativa entre el monto promedio de remesas recibido por persona y el porcentaje de población en situación de pobreza extrema (p. 5). De igual manera, Nilsson (2005) analizó el impacto de las remesas sobre medidas de pobreza desde una perspectiva basada en los ingresos y, mediante un análisis estadístico, encontró una relación inversa entre ambas variables (p. 47).

Como puede observarse, la investigación sobre el impacto de las remesas se ha concentrado principalmente en temas relacionados con el mercado laboral y la educación. En contraste, existen únicamente dos estudios específicos y relativamente antiguos vinculados con la pobreza, los cuales emplean metodologías limitadas a una regresión lineal simple, en un caso, y a un análisis estadístico descriptivo y de tendencias, en el otro. Asimismo, aunque la metodología econométrica utilizada en la literatura ha sido diversa, el uso del método *propensity score matching* ha sido relativamente poco frecuente, especialmente en El Salvador y, más aún, para analizar relaciones causales entre las remesas y las distintas medidas de pobreza.

En este contexto, se propone analizar el impacto de las remesas mediante un enfoque cuasiexperimental basado en *propensity score matching*, considerando dos mediciones de pobreza: monetaria y multidimensional. Aunque podría asumirse, *a priori*, que los recursos provenientes de las remesas incrementan los ingresos de los hogares y contribuyen a satisfacer sus necesidades económicas, reduciendo así la probabilidad de encontrarse en situación de pobreza monetaria, su impacto sobre una concepción más amplia de la pobreza resulta menos evidente. De hecho, Warnecke-Berger (2020) sostiene que las remesas pueden conducir a los hogares pobres hacia un círculo de inestabilidad, debido a que estos recursos suelen destinarse al consumo de bienes de subsistencia; además, su volatilidad contribuye a mantener condiciones de incertidumbre y, de manera indirecta, puede reducir la oferta laboral (p. 209). Por esta razón, el uso de un indicador de pobreza multidimensional adquiere relevancia, ya que integra distintas dimensiones asociadas al bienestar y la calidad de vida.

Adicionalmente, con el propósito de contextualizar los hallazgos relacionados con el impacto de las remesas sobre la pobreza, se estimó su efecto en un indicador vinculado al mercado laboral y otro relacionado con el ámbito educativo: la participación en la fuerza laboral y la asistencia escolar. Para ello, se elaboraron dos muestras adicionales de información a nivel individual, a las cuales también se aplicó el enfoque de *propensity score matching*. Este ejercicio fue desagregado por área de residencia y sexo, con el fin de profundizar el análisis propuesto en el presente estudio.

Metodología

Bases del propensity score matching

Al analizar las remesas en relación con variables asociadas al bienestar, como los indicadores de pobreza monetaria o multidimensional, debe considerarse que la recepción de remesas está vinculada a un evento previo: la migración internacional. Este fenómeno podría estar asociado a problemáticas como bajos niveles de calidad de vida y condiciones de pobreza en los hogares. Por ello, como señalan López-Videla y Machuca (2014), una comparación simple entre hogares receptores y no receptores de remesas puede generar

estimadores sesgados debido a un posible problema de identificación. Esto ocurre porque existen factores no observables relacionados con la pobreza que probablemente estén correlacionados con la recepción de remesas.

Acosta (2011) también destaca la dificultad de identificar el efecto de las remesas sobre otras decisiones de los hogares, dado que, al comparar dos grupos no aleatorios —receptores y no receptores de remesas— a partir de datos observacionales, existen factores que influyen tanto en las decisiones de migración y posterior envío de remesas como en la escolaridad de los menores del hogar. En consecuencia, resulta necesario utilizar métodos que corrijan los sesgos derivados de la selección de la muestra (p. 914).

Como señalan Becker e Ichino (2002), los datos empleados en este tipo de análisis suelen provenir de estudios observacionales y no de experimentos aleatorios. Por esta razón, la aplicación del método de *propensity score matching*, desarrollado a partir del trabajo pionero de Rosenbaum y Rubin (1983), se ha difundido ampliamente tanto en estudios médicos como en evaluaciones de intervenciones de política económica (p. 358).

En efecto, Rosenbaum y Rubin (1983) establecieron las bases para el análisis de la puntuación de propensión (*propensity score*) en estudios observacionales orientados a la estimación de efectos causales. Mediante este método, el problema de selectividad de la muestra se aborda emparejando cada observación que recibe el tratamiento —hogares o individuos receptores de remesas— con una o varias observaciones que no lo reciben —hogares o individuos no receptores de remesas—, utilizando como criterio una puntuación que refleja la probabilidad de recibir dicho tratamiento.

Este proceso de emparejamiento consiste en asociar observaciones con características similares, definidas a partir de un conjunto de variables observables, con el propósito de aislar el efecto de estas características y estimar de manera más precisa el efecto atribuible al tratamiento. En el presente estudio, el tratamiento corresponde a la recepción de remesas y los resultados de interés (*outcomes*) son los indicadores de pobreza monetaria, pobreza multidimensional, participación en la fuerza laboral y asistencia a un centro de educación formal.

Los estimadores de emparejamiento se basan en dos supuestos importantes: independencia condicional y soporte común (López-Videla y Machuca, 2014, p. 13; Hossain *et al.*, 2020, p. 630; Wadood y Hossain, 2017, p. 18). Para ello, denotaremos el *outcome* (Y) con Y_i^1 al valor de Y si el jefe del hogar o individuo i recibe remesas y Y_i^0 en caso contrario. Formalmente, los dos supuestos pueden ser expresados a partir de las siguientes ecuaciones:

$$(Y_i^1, Y_i^0) \perp T_i \mid X_i \quad (1)$$

$$0 < P(T_i = 1 \mid X_i) < 1 \quad (2)$$

Donde:

T : variable *dummy* que toma el valor de 1 cuando el jefe de hogar o individuo i recibe remesas ($T_i = 1$) y 0 cuando no las recibe ($T_i = 0$).

X : es un set de variables representativo del hogar o individuo, denominadas también covariables.

$P(\cdot)$: es el operador de probabilidad.

La ecuación/supuesto (1) se denomina supuesto de independencia condicional (o supuesto de ignorabilidad del tratamiento como lo denominaron Rosenbaum y Rubin) y quiere decir que el resultado del *outcome* es independiente (u ortogonal en el sentido probabilístico) a la asignación del tratamiento, una vez que se controla por el conjunto de covariables X . De esta forma, se intenta simular una aleatoriedad en la recepción o no de remesas.

Sin embargo, es importante destacar que el conjunto de covariables X no eliminan necesariamente el sesgo por no observables que señalan López-Videla y Machuca (2014), sino que se asume que los factores no observables están suficientemente representados por el conjunto de covariables incorporadas en el análisis.

Por otro lado, la ecuación/supuesto (2) se denomina soporte común y establece el rango del *propensity score* admitido para realizar el emparejamiento, donde existen observaciones del grupo de tratamiento y de control, ya que, de otra forma, si no existiera una coincidencia en los *scores*, no cabría la posibilidad de realizar un *match* entre ambos grupos, con lo cual se garantiza la existencia de un contrafactual.

Una vez se cumplen los dos supuestos, el efecto promedio del tratamiento puede ser calculado entre los hogares o individuos receptores de remesas y el contrafactual de la no recepción de remesas.

Sin embargo, en los supuestos (1) y (2) se puede observar problemas de cálculo debido a la dimensionalidad, ya que X representante a un conjunto de variables y su emparejamiento en todos sus componentes podría resultar inviable. Por ello, Rosenbaum y Rubin (1983, p. 46) proponen calcular una puntuación de propensión (*propensity score*) a recibir el tratamiento dado un set de variables X que viene representado por:

$$p(X_i) \equiv P(T_i = 1 | X_i)$$

Por lo tanto, los supuestos (1) y (2) anteriores implican que:

$$(Y_i^1, Y_i^0) \perp T_i | p(X_i) \quad (3)$$

$$0 < P(T_i = 1 | p(X_i)) < 1 \quad (4)$$

Donde $p(X_i)$ es el puntaje de propensión o la probabilidad de que un hogar o individuo reciba remesas dado un set de variables. Por lo que, en otros términos, lo que las últimas dos ecuaciones implican es que, el *outcome* potencial es independiente de la recepción de remesas, condicionado a un set de variables del hogar o individuo, entonces también debe ser independiente de $p(X_i)$, con lo que todo se reduce a una sola dimensión.

Por tanto, lo que básicamente se propone es estimar el puntaje de propensión en base a un modelo binominal *logit* y posteriormente realizar el emparejamiento de los grupos de tratamiento y control. Para emparejar el conjunto de variables X entre los hogares que reciben y que no reciben remesas se utilizará el criterio de emparejamiento por *nearest-neighbor*, que es un algoritmo que toman una por una las observaciones que tiene el tratamiento (receptores de remesas) y las empareja con observaciones en el grupo de control en base al *propensity score* más cercano (Zhao *et al.*, 2021).

Una vez logrado un balance apropiado de las variables X entre el grupo de tratamiento y el grupo de control (con ayuda del establecimiento de un umbral que es utilizado en estudios observacionales y que será detallado más adelante) el efecto promedio del tratamiento en el grupo de tratamiento (ATT, por su siglas en inglés que quiere decir *Average Treatment on the Treated*) se calcula como la diferencia de medidas del *outcome* entre receptores y no receptores de remesas:

$$ATT = \bar{Y}_{T=1}^{emparejado} - \bar{Y}_{T=0}^{emparejado}$$

Para la inferencia estadística del parámetro ATT calculado, se estimará una regresión lineal sobre el conjunto de observaciones emparejadas y se calcularán los errores estándar consistentes que plantea White (1980) en un contexto de heterocedasticidad⁴.

Para la desagregación por área y sexo (y sus diferencias), se estimará la siguiente regresión:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 X_{s,a} + \beta_3 (T \times X_{s,a}) + v$$

Donde:

Y : *outcome*

T : variable de tratamiento (recepción o no de remesas)

$X_{s,a}$: covariable que representará al sexo o área

v : error del modelo

Los parámetros β_1 y β_3 son los relevantes para determinar el ATT por sexo y área y el parámetro β_3 es el evaluado para determinar la significancia estadística.

⁴ Esto debe realizarse debido a que como el *outcome* es binario y la probabilidad de su valor depende de las características de cada observación, la varianza condicional del error no es constante, sino más bien heterocedástica.

Selección de variables

En el contexto de la aplicación del método de *propensity score matching*, Bertoli y Marcheta (2014) señalan que, de acuerdo con el planteamiento original de Rosenbaum y Rubin (1983), deben seleccionarse variables que influyan tanto en la variable de tratamiento —recepción de remesas— como en los resultados de interés (*outcomes*), representados en este estudio por los indicadores de pobreza monetaria, pobreza multidimensional, participación en la fuerza laboral y asistencia escolar. De manera alternativa, pueden incorporarse variables que afecten únicamente a los resultados de interés; sin embargo, no se recomienda incluir variables que influyan exclusivamente en la variable de tratamiento, ya que esto podría reducir la capacidad del *propensity score* para lograr un adecuado balance entre las variables observadas (p. 7).

Para la selección de variables se utiliza la información de Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM) 2024, del Banco Central de Reserva de El Salvador (2024), que es la más reciente disponible. Esta encuesta se realiza a nivel nacional y contiene información sociodemográfica y económica a nivel de los hogares, como aspectos relacionados a la educación, salud, empleo, condiciones de las viviendas y otras variables de interés como hábitos alimenticios, recreación, entre otros. La información es representativa a nivel de nacional⁵.

De los siete estudios más recientes realizados para analizar el impacto de las remesas en distintos ámbitos de la economía salvadoreña mediante modelos econométricos, cinco utilizaron como fuente principal de información la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM), de los cuales dos la complementaron con otras bases de datos. Los dos estudios restantes realizaron análisis de datos de panel para períodos específicos utilizando información de la Fundación Salvadoreña para el Desarrollo Económico y Social. Las variables empleadas para analizar las remesas son diversas. Aunque la mayoría de los estudios comparten algunas características generales, como la edad y el sexo de la jefatura del hogar o el área de residencia, entre otras, también incorporan variables específicas seleccionadas en función del tema abordado en cada investigación, particularmente aquellas relacionadas con el resultado de interés (*outcome*) analizado.

Para la información a nivel de hogares, que fue la primera muestra analizada, se tomó en consideración como covariables aquellas relacionadas al jefe del hogar y al hogar como tal. Las variables sexo, edad y años de estudio aprobados del jefe de hogar fueron tomadas en cuenta sin realizar cambios respecto al cómo se las presenta en la base de datos de la EHPM

⁵ Hasta el momento en que se escribe este trabajo de investigación, la base de datos publicada 2024 no tiene la identificación departamental, por lo cual no se puede afirmar que la encuesta tiene representación departamental, como lo tuvo en versiones anteriores.

2024⁶. En el caso de la variable área, la EHPM 2024 no presenta esta variable, sin embargo, la misma fue construida con base en los dos parámetros de la Canasta Básica Alimentaria (CBA) que se tienen, es decir, sabiendo que la CBA se calcula para área urbana y rural y que el valor más alto corresponde al área urbana; estos registros fueron considerados como parte del área urbana y el resto como rural.

En cuanto a las condiciones de vivienda del hogar, se construyó un índice compuesto por varios subíndices que consideran el material predominante del piso y las paredes, la disponibilidad de agua y su forma de abastecimiento, así como las características del servicio sanitario. Los subíndices se construyeron asignando un valor de 1 a las condiciones más precarias (por ejemplo, piso de tierra o paredes de lámina metálica, paja o palma), un valor de 2 a las condiciones intermedias (como el abastecimiento de agua mediante cañería del vecino o chorro público, o la existencia de un inodoro de uso común conectado a alcantarillado o fosa séptica) y un valor de 3 a las condiciones más favorables (por ejemplo, piso de ladrillo cerámico o paredes de concreto o sistema mixto). Posteriormente, estos subíndices fueron agregados sin ponderación, obteniéndose un índice cuyo valor aumenta conforme mejoran las condiciones generales de la vivienda. En el Anexo 1 se presenta la categorización utilizada para cada uno de los subíndices.

Una segunda muestra que fue utilizada para realizar el análisis del PSM, esta vez para ver el impacto de las remesas en indicadores del mercado laboral, fue la de personas en edad de trabajar, específicamente aquellos individuos de entre 18 y 65 años de edad, decisión que replica en gran medida lo realizado por Sousa y García-Suaza (2018). Las covariables sexo⁷, asistencia, posición en el hogar, área y escolaridad de esta muestra toman en consideración la codificación que tiene la EHPM 2024, con la consideración hecha líneas atrás respecto a la variable área. El ratio de dependencia fue calculado como la razón entre el número de personas menores de 16 años respecto al número total de miembros del hogar. Luego se sumó el número de personas mayores a 12 años y menores a 6 años en el hogar para obtener otras dos covariables. La última variable de esta muestra refleja los años de escolaridad más altos de un adulto en el hogar.

La tercera muestra permitió abordar el impacto de las remesas en la asistencia escolar, para lo cual se consideraron a las personas de entre 6 y 19 años de edad, edades que abarcan el periodo de escolaridad en El Salvador. En este caso, las covariables tienen la misma codificación que se presenta en la EHPM 2024⁸, realizando agregaciones para el número de miembros del hogar y para el número de personas en edad escolar.

⁶ En la variable sexo se modificó la codificación presente en la EHPM-2024, construyendo una variable *dummy* con el valor de 1 cuando es mujer y 0 cuando es hombre.

⁷ Ídem a la nota al pie número 6.

⁸ Para la variable sexo, se realizó el mismo tratamiento señalado en la nota al pie número 6.

Para la construcción de la variable de tratamiento, entendida en el presente estudio como la recepción o no de remesas, se utilizó la variable «totayuda» de la EHPM 2024. Se asignó el valor de 1 a los individuos y hogares que registraron un valor superior a cero en dicha variable y el valor de 0 en caso contrario. Esta variable incorpora remesas en divisas, remesas en especie valoradas monetariamente y remesas eventuales.

En cuanto a los resultados de interés (*outcomes*), la base de datos de la EHPM 2024 presenta de forma directa la condición de pobreza monetaria en tres categorías: pobreza extrema, pobreza relativa y no pobreza. Para la construcción de la variable de pobreza monetaria, las categorías de pobreza extrema y pobreza relativa se agruparon y se les asignó el valor de 1, mientras que a los hogares clasificados como «no pobres» se les asignó el valor de 0.

El indicador de pobreza monetaria considera únicamente el nivel de ingresos, ya que se basa en la comparación entre el ingreso *per cápita* del hogar y el costo de la CBA. Esta característica limita su capacidad para reflejar otras dimensiones del bienestar, razón por la cual, desde hace casi dos décadas, ha surgido un interés creciente por desarrollar indicadores multidimensionales de pobreza.

En esta línea, Hagen-Zanker y Muniz (2006) propusieron la construcción de indicadores en distintas dimensiones utilizando la teoría de conjuntos difusos y relacionaron sus resultados con métricas asociadas a la población migrante y a los hogares receptores de remesas en El Salvador. Posteriormente, a partir de 2015 y en concordancia con prácticas internacionalmente aceptadas, El Salvador adoptó una nueva metodología de medición de la pobreza basada en las «aspiraciones y necesidades más sentidas por quienes viven en situación de pobreza» (STPP y MINEC-DIGESTYC, 2015, p. 12). De esta manera, se incorporó una medición de la pobreza desde una perspectiva multidimensional.

Al no tener la identificación en la base de datos de la EHPM sobre si un hogar es considerado pobre en el sentido multidimensional, se calculó cada uno de los 20 indicadores que propone la metodología de la Medición Multidimensional de la Pobreza (STPP y MINEC-DIGESTYC, 2015)⁹, donde el valor calculado en un determinado indicador es el porcentaje de hogares que están sujetos a una privación específica¹⁰. Posteriormente, a partir de la identificación del número de privaciones a las que está sujeto cada hogar, se calculó la variable de pobreza multidimensional, que corresponde a los hogares que tienen 7 o más privaciones. El resto de hogares fueron considerados no pobres en el sentido multidimensional.

⁹ Para mayor detalle de los indicadores y su cálculo, se sugiere consultar el documento metodológico de medición de pobreza multidimensional señalado.

¹⁰ Señalar que, en el indicador de subempleo, la metodología establece calcular el subempleo y la inestabilidad en el trabajo, el cual en este segundo caso indica que una persona puede tener un empleo inestable cuando existen periodos de inactividad forzosa superiores a un mes al año. Sin embargo, al no existir claridad en las variables de la EHPM sobre la construcción de estos casos, solamente se consideró el subempleo por tiempo o por ingreso.

A nivel individual se calculan la fuerza laboral, que no es otra cosa más que la Población Económicamente Activa; y la asistencia escolar, que indica si un individuo en edad escolar asiste a un centro de educación formal. Estas dos variables representan los *outcome* en las muestras de individuos en edad de trabajar y en etapa escolar.

Por lo tanto, en base a las consideraciones anteriores, en la Tabla 1 se exponen las variables utilizadas en el estudio, la muestra sobre la que se realiza el análisis, junto con los valores que pueden tomar cada variable.

Tabla 1

Variables seleccionadas

Muestra	Covariables	Descripción	Valores
Hogares	area1	Area de ubicación del hogar	1: urbano 0: rural
	sexo_jh	Sexo del jefe de hogar	1: mujer 0: hombre
	edad_jh	Edad del jefe de hogar	Edad en años
	escolaridad_jh	Escolaridad del jefe de hogar	Años de escolaridad
	indice_hogar	Índice que considera condiciones del piso y paredes, así como provisión de agua y saneamiento*	Valor del índice
Individuos en edad de trabajar	sexo2	Sexo del individuo	1: mujer 0: hombre
	asistencia1	Asistencia a un centro de educación formal	1: asiste 0: no asiste
	posicion_hogar2	Esposa(o), compañera(o) del jefe de hogar	1: Esposa(o), compañera(o) 0: Jefe de hogar
	posicion_hogar3	Otra relación de parentesco con el jefe del hogar	1: Otra relación de parentesco 0: Jefe de hogar
	area1	Área de ubicación del hogar	1: urbano 0: rural
	escolaridad	Escolaridad del individuo	Años de escolaridad
	ratio_dependencia	Personas menores de 16 años respecto al número total de miembros del hogar	Valor del ratio (entre 0 y 1)
	personas_mayores 12	Número de personas de 12 años y más en el hogar	Número de personas

Muestra	Covariables	Descripción	Valores
Individuos en edad escolar	personas_menores_6	Número de personas menores de 6 años en el hogar	Número de personas
	maximo_nivel_educativo_adulto	Años de escolaridad más alto de un adulto en el hogar	Años de escolaridad
	sexo2	Sexo del individuo	1: mujer 0: hombre
	area1	Área de ubicación del hogar	1: urbano 0: rural
	edad	Edad del individuo	Edad en años
	miembros_h	Miembros en el hogar	Número de personas en el hogar
	numero_ind_edad_escolar	Personas entre 6 y 19 años de edad	Número de personas
	escolaridad_jh	Escolaridad del jefe de hogar	Años de escolaridad

Muestra	Variable tratamiento	Descripción	Valores
Aplicable a las 3 muestras	Remitt	Hogar o individuo receptor de remesas en divisas, en especie y eventual	1: hogar o individuo receptor de remesas 0: lo contrario

Muestra	Outcome	Descripción	Valores
Hogares	pobreza_hogar	Hogar por condición de pobreza monetaria	1: hogar con pobreza extrema o relativa 0: hogar no pobre
	privaciones	Hogar por condición de pobreza multidimensional	1: hogar con pobreza multidimensional 0: lo contrario
Individuos en edad de trabajar	PEA	Individuo considerado económicamente activo	1: individuo que está ocupado o desocupado 0: individuo económicamente inactivo
Individuos en edad escolar	asistencia	Individuo que asiste a un centro de educación formal	1: individuo que actualmente asiste 0: lo contrario

Nota. Elaboración propia. * Los subíndices que componen el cálculo del índice se detallan en el Anexo 1.

Resultados

Migración y remesas

La migración internacional desde El Salvador hacia el mundo es bastante significativa para la población que tiene el país. Con datos del *World Migration Report 2024* (McAuliffe y Oucho, 2024), al 2020 los cinco principales destinos de la población que migra desde El Salvador totalizan 1,516,607 personas, lo que representa un 24.0 % de la población en el país a ese mismo año¹¹. El principal destino por lejos es Estados Unidos de América, con un total de 1,410,659 personas migrantes internacionales. Otro dato interesante es el difundido por el Banco Central de Reserva de El Salvador, que muestra que los beneficiarios mensuales promedio alcanzan a 985,697 personas entre marzo de 2023 a noviembre de 2025¹², lo que vendría a significar un 16.0 % de la población de El Salvador al 2025¹³.

Por tanto, es el elevado volumen de población migrante el que da origen a los significativos niveles de remesas que recibe el país. En efecto, en 2024 las remesas representaron el 24.0 % del Producto Interno Bruto, una proporción considerablemente superior al promedio regional de América Latina y el Caribe, equivalente al 2.5 % del producto regional. De esta manera, El Salvador se ubicó como la tercera economía de la región con la mayor proporción de remesas en relación con su producción, solo por detrás de Nicaragua (26.6 %) y Honduras (25.7 %)¹⁴. En 2024, las remesas fueron de USD 8,479.7 millones, promediando USD 707 millones por mes, en tanto que el valor de las exportaciones, en el mismo periodo alcanzaron los USD 6,447.51 millones¹⁵, lo que resalta la importancia de las remesas dentro de la economía y por tanto en los hogares e individuos salvadoreños.

Al analizar los últimos cinco años, como se observa en la Figura 1, las remesas mensuales promedio han mostrado un crecimiento sostenido, especialmente entre 2020 y 2021, así como entre 2024 y 2025. Ambos períodos estuvieron marcados por contextos de elevada incertidumbre asociados, respectivamente, a la pandemia de coronavirus y a cambios en las políticas migratorias de los Estados Unidos de América.

De acuerdo con el informe *Remittances to Latin America and the Caribbean in 2025* (Harris et al., 2025), entre abril y julio de 2025 tanto hombres como mujeres de Centroamérica

¹¹ De acuerdo a información de la Oficina Nacional de Estadística y Censos, la población de El Salvador al 2020 fue de 6,321,042 habitantes.

¹² Dato extraído del Banco Central de Reserva de El Salvador. Sitio web: <https://estadisticas.bcr.gob.sv/serie/aproximacion-del-numero-de-beneficiarios-de-las-remesas-familiares-por-sexo-2>

¹³ De acuerdo a las estimaciones y proyecciones de población 2025 difundidas por el Banco Central de Reserva de El Salvador, la población de El Salvador asciende a 6,146,970 personas.

¹⁴ Datos extraídos del Banco Mundial. Sitio web:

https://data.worldbank.org/indicator/BX.TRE.PWKR.DT.GD.ZS?locations=SV-ZJ&most_recent_value_desc=false

¹⁵ Dato extraído del Banco Central de Reserva de El Salvador. Sitio web: <https://estadisticas.bcr.gob.sv/serie/ii-1-b-1-balanza-comercial-de-bienes-segun-ciiu-rev-4-valores-en-millones-de-us>

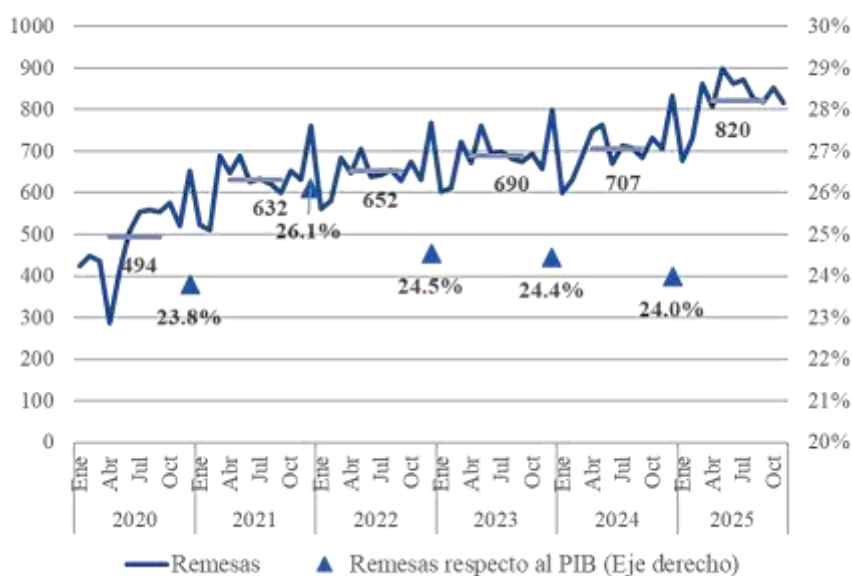
incrementaron su participación en empleos de tiempo parcial (*part-time*), mientras que también se registró un aumento en la participación de las mujeres en empleos de tiempo completo (*full-time*) (p. 12). Estos resultados sugieren que, ante escenarios de incertidumbre, la población migrante centroamericana residente en el exterior tiende a incrementar el envío de remesas.

Por otra parte, la proporción que representan las remesas respecto al Producto Interno Bruto se ha mantenido relativamente estable durante los últimos cinco años, alcanzando un valor máximo de 26.1 % en 2021, como se aprecia en la Figura 1.

Figura 1

Remesas mensuales y porcentaje de participación en el PIB

(en millones de USD y porcentaje)



Nota. Elaboración propia, con base en datos del Banco Central de Reserva de El Salvador. El porcentaje que representan las remesas en relación al PIB se presenta en diciembre de cada año y se calculó como la razón entre la agregación de las remesas mensuales y el Producto Interno Bruto a precios corrientes del año en particular.

Estadística descriptiva de las variables

La EHPM 2024 cuenta con una muestra representativa de 18,058 hogares y 56,250 personas, lo que permite caracterizar, a nivel poblacional, las condiciones de vida de 2,006,110 hogares y 6,338,881 habitantes de El Salvador.

Dado que el presente estudio analiza el impacto de las remesas sobre la pobreza monetaria y multidimensional a nivel de hogar y, posteriormente, sobre indicadores relacionados con el mercado laboral y el ámbito educativo, a continuación se presenta la estadística descriptiva correspondiente a tres subconjuntos de información: 1) Hogares; 2) Personas en edad laboral activa (entre 18 y 65 años de edad); y 3) Personas en edad escolar (entre 6 y 19 años de edad).

Información de hogares. En la Tabla 2 se presentan las proporciones y medias de las variables en relación a la recepción o no de remesas. Adicionalmente, en el contexto del método de PSM, es relevante calcular las diferencias de medias estandarizadas (SMD, *standardized mean differences*, por sus siglas en inglés) que representan una buena métrica para comparar las covariables en los grupos de tratamiento y control¹⁶.

En términos generales, se observa que el 30.3 % de los hogares son receptores de remesas (5,480 hogares), mientras que el 69.7 % restante no recibe este tipo de transferencias (12,578 hogares). Gascón *et al.* (2023, p. 3) encontraron proporciones similares para la misma encuesta correspondiente a 2016, lo que sugiere que, en términos relativos, la proporción de hogares receptores de remesas se ha mantenido estable. Por otra parte, en prácticamente todas las variables analizadas se observan diferencias significativas en el número de observaciones, las proporciones y los valores promedio entre los hogares receptores y no receptores de remesas.

Por ejemplo, la proporción de hogares ubicados en el área rural, en comparación con el área urbana, alcanza el 53.0 % entre los hogares receptores de remesas. En contraste, esta proporción se reduce al 41.0 % entre los hogares rurales que no reciben remesas. En consecuencia, también se observan diferencias importantes en la participación de los hogares urbanos entre ambos grupos.

En relación con el sexo de la jefatura del hogar, se identifica una diferencia relevante en la proporción de mujeres y hombres según la condición de recepción de remesas. En efecto, el 53.9 % de los hogares con jefatura femenina recibe remesas, mientras que esta proporción disminuye al 39.7 % entre los hogares encabezados por mujeres que no reciben dichas transferencias.

Respecto a la edad de la jefatura del hogar, la Tabla 2 presenta la media y la desviación estándar de esta variable. Destaca que la edad promedio de las personas jefas de hogar

¹⁶ La SMD no está influenciada por la unidad de medida. La fórmula de cálculo para un SMD de una variable continua es: $SMD_X = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{(Var_1 + Var_2)/2}}$, donde $\bar{X}_1$ y $\bar{X}_2$ son los valores promedio y las varianzas, de los grupos de tratamiento y control, respectivamente. Para una variable discreta, el cálculo es: $SMD_X = \frac{\hat{p}_1 - \hat{p}_2}{\sqrt{[\hat{p}_1(1-\hat{p}_1) + \hat{p}_2(1-\hat{p}_2)]/2}}$, donde $\hat{p}_1$ y $\hat{p}_2$ es la prevalencia de una variable dicotómica en los grupos de tratamiento y control, respectivamente.

receptoras de remesas es de 56.19 años, mientras que entre quienes no reciben remesas la edad promedio es de 49.22 años.

En cuanto a los años de escolaridad de la jefatura del hogar, resulta relevante observar que los hogares receptores de remesas presentan, en promedio, un menor nivel educativo. En efecto, la escolaridad promedio de la jefatura del hogar es de 5.34 años entre los hogares receptores de remesas, frente a 7.41 años en aquellos que no reciben estas transferencias.

Finalmente, los promedios de la variable que hace referencia al índice que mide las condiciones del hogar sugieren que existen mejores condiciones de vivienda en los hogares receptores de remesas. Esto podría ir en línea a lo señalado por Harris *et al.* (2025, p. 31) donde con base a la observación de información de 7 países de América Latina¹⁷, la mayor parte de los hogares que reciben remesas no son pobres, lo cual explican puede deberse al hecho de que la decisión de migración implica costos significativos, por lo cual no estaría al alcance de familias muy pobres.

Tabla 2

Estadística descriptiva de variables – muestra a nivel de hogares

Variable	Nivel	Remesas		SMD
		No_recibe	Recibe	
area (%)	Rural	5162 (41.0)	2903 (53.0)	0.241
	Urbano	7416 (59.0)	2577 (47.0)	
sexo_jh (%)	Hombre	7587 (60.3)	2525 (46.1)	0.288
	Mujer	4991 (39.7)	2955 (53.9)	
edad_jh (mean (SD))		49.22 (16.05)	56.19 (17.16)	0.419
escolaridad_jh (mean (SD))		7.41 (5.12)	5.34 (4.80)	0.418
indice_hogar (mean (SD))		10.59 (1.85)	10.97 (1.48)	0.223
n (Total)	18058	12578	5480	

Nota. Elaboración propia.

Individuos en edad activa de trabajo. La Tabla 3 muestra que el 26.4 % de las personas vive en hogares receptores de remesas, mientras que el 73.6 % reside en hogares que no reciben este tipo de transferencias. Al analizar la distribución por sexo, se observa que, entre las personas que viven en hogares receptores de remesas, predominan las mujeres, quienes representan el 60.3 % de este grupo.

¹⁷ Los países analizados fueron: Guatemala, Honduras, El Salvador, República Dominicana, México, Ecuador y Colombia.

Las diferencias por área geográfica también son notorias. Entre las personas que viven en hogares receptores de remesas, el 53.6 % reside en áreas rurales; en contraste, este porcentaje se reduce al 40.1 % entre quienes viven en hogares no receptores. De manera similar a lo observado en la muestra de hogares, tanto la escolaridad de las personas como el nivel educativo máximo alcanzado por un adulto del hogar son inferiores en los casos correspondientes a hogares receptores de remesas.

El SMD presenta los valores más elevados en las cuatro variables anteriormente mencionadas, además de la variable relacionada con la posición de la persona dentro del hogar. Precisamente, el ejercicio de *propensity score matching* busca emparejar estas covariables con el propósito de equilibrar las características observables entre los grupos de comparación y aislar el efecto de las remesas sobre el resultado de interés (*outcome*) seleccionado.

Tabla 3

Estadística descriptiva de variables – muestra a nivel de individuos en edad de trabajar

Variable	Nivel	Remesas		SMD
		No_recibe	Recibe	
sexo (%)	Hombre	12201 (46.5)	3741 (39.7)	0.138
	Mujer	14038 (53.5)	5692 (60.3)	
asistencia (%)	No_asiste	24614 (93.8)	8880 (94.1)	0.014
	Asiste	1625 (6.2)	553 (5.9)	
posicion_hogar (%)	Jefe_hogar	10433 (39.8)	3730 (39.5)	0.187
	Esposo_acompañante	6855 (26.1)	1812 (19.2)	
	Otro	8951 (34.1)	3891 (41.2)	
area (%)	Rural	10513 (40.1)	5052 (53.6)	0.273
	Urbano	15726 (59.9)	4381 (46.4)	
escolaridad (mean (SD))		8.83 (4.84)	7.67 (4.98)	0.235
ratio_dependencia (mean (SD))		0.20 (0.20)	0.19 (0.21)	0.024
personas_mayores12 (mean (SD))		3.23 (1.39)	3.16 (1.38)	0.055
personas_menores6 (mean (SD))		0.30 (0.54)	0.27 (0.53)	0.043
maximo_nivel_educativo_adulto (mean (SD))		11.18 (4.38)	10.06 (4.66)	0.248
n (Total)		35672	26239	9433

Nota. Elaboración propia.

Individuos en edad escolar. La muestra de personas en edad escolar está conformada por individuos de entre 6 y 19 años de edad. Al igual que en las dos muestras analizadas previamente, la Tabla 4 muestra diferencias importantes en la distribución entre áreas urbanas y rurales al comparar a las personas que viven en hogares receptores y no receptores de remesas. Asimismo, la variable de escolaridad evidencia que los individuos pertenecientes a hogares receptores de remesas presentan, en promedio, menores años de estudio.

Otro aspecto relevante es que, en esta muestra, cuatro variables presentan proporciones y medias similares entre los grupos receptores y no receptores de remesas. En consecuencia, los mayores desbalances se observan en las variables relacionadas con el área de residencia y la escolaridad de la jefatura del hogar.

Tabla 4

Estadística descriptiva de variables – muestra a nivel de individuos en edad escolar

Variable	Nivel	Remesas		SMD
		No_recibe	Recibe	
sexo (%)	Hombre	4708 (51.2)	1876 (51.4)	0.006
	Mujer	4496 (48.8)	1771 (48.6)	
area (%)	Rural	4182 (45.4)	2074 (56.9)	0.230
	Urbana	5022 (54.6)	1573 (43.1)	
edad (mean (SD))		12.49 (3.96)	12.42 (3.90)	0.016
miembros_h (mean (SD))		4.53 (1.55)	4.46 (1.64)	0.043
numero_ind_edad_escolar (mean (SD))		1.89 (0.95)	1.92 (0.95)	0.033
escolaridad_jh (mean (SD))		7.43 (4.83)	5.88 (4.68)	0.326
n (Total)	12851	9204	3647	

Nota. Elaboración propia.

Estimación del propensity score

La estimación del *propensity score* se realiza mediante un modelo *logit*, en el cual la recepción de remesas se considera como una variable binaria dependiente en función del conjunto de variables seleccionadas con base en estudios previos y descritas en la Tabla 1. Los resultados de este modelo permiten identificar los factores asociados a la probabilidad de recibir remesas.

Para el cálculo del *propensity score matching*, cuyo objetivo es emparejar los grupos de tratamiento y control con el fin de evaluar si las remesas tienen un efecto sobre determinados resultados de interés (*outcomes*), no se persigue necesariamente un ajuste óptimo del modelo *logit*. Más bien, se busca que las variables seleccionadas influyan tanto en la variable de tratamiento —recepción de remesas— como en los resultados analizados —mediciones de pobreza— o, en su defecto, únicamente en estos últimos. Por esta razón, los parámetros estimados se presentan con el propósito de aportar evidencia complementaria y generar hallazgos descriptivos, más que de constituirse por sí mismos en determinantes directos de un efecto causal.

Información de hogares. A partir del modelo *logit* estimado para la muestra de hogares, cuyos resultados se presentan en la Tabla 5, la variable área —tomando como categoría de referencia el área urbana— indica que los hogares ubicados en áreas urbanas presentan una menor probabilidad de recibir remesas. Este resultado coincide con los hallazgos de Gascón *et al.* (2023, p. 6) y Acosta (2011, p. 920), quienes encontraron que los hogares localizados en áreas rurales tienden a presentar una mayor probabilidad de recibir este tipo de transferencias. En cuanto al sexo de la jefatura del hogar, los resultados muestran que los hogares encabezados por mujeres tienen una mayor probabilidad de recibir remesas, resultado que también es consistente con lo reportado por Gascón *et al.* (2023, p. 6) y Acosta (2011, p. 920).

Respecto a la variable edad, el coeficiente estimado es positivo, lo que sugiere que la probabilidad de recibir remesas aumenta conforme se incrementa la edad de la jefatura del hogar. Este hallazgo también fue identificado por Gascón *et al.* (2023, p. 8). Por su parte, la variable escolaridad presenta un coeficiente negativo, en concordancia con lo esperado. Este resultado sugiere que, a medida que aumentan los años de escolaridad de la jefatura del hogar, disminuye la probabilidad de recibir remesas, posiblemente porque mayores niveles educativos están asociados con una mayor capacidad para generar ingresos dentro del hogar.

Finalmente, el signo positivo del índice de condiciones del hogar indica que los hogares con mejores condiciones de vivienda presentan una mayor probabilidad de recibir remesas. Aunque este resultado no cuenta con antecedentes comparables para El Salvador, Wadood y Hossain (2017), para el caso de Bangladesh, encontraron que mejores condiciones de vida, particularmente en términos de acceso a servicios básicos, se asocian positivamente con la probabilidad de recibir remesas (p. 20).

Todos los parámetros son estadísticamente significativos, no obstante, el método del *propensity score matching* no tiene como objetivo buscar un buen ajuste del modelo binomial, sino más bien emparejar observaciones del conjunto de covariables de tal forma de cumplir con el supuesto de ignorabilidad del tratamiento señalado previamente.

Tabla 5*Resultados modelo logit – hogares*

Variable	Parámetro	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
(Intercept)	-3.81	0.1343	-28.34	1.2E-176
area1	-0.67	0.0381	-17.70	4.5E-70
sexo_jh	0.50	0.0344	14.64	1.6E-48
edad_jh	0.02	0.0011	14.52	9.1E-48
escolaridad_jh	-0.06	0.0041	-14.45	2.4E-47
indice_hogar	0.24	0.0120	20.05	2.1E-89

Nota. Elaboración propia. Las categorías de referencia de las variables fueron: Área = urbana; Sexo_jh = mujer.

Individuos en edad activa de trabajo. Los resultados del modelo *logit* presentados en la Tabla 6, estimados a partir de la muestra de personas en edad de trabajar, muestran que la condición de ser mujer y un mayor ratio de dependencia se asocian positivamente con la probabilidad de recibir remesas. Asimismo, al igual que en la muestra de hogares, se observa que un mayor nivel educativo, tanto de la persona como del adulto con mayor escolaridad dentro del hogar, se relaciona con una menor probabilidad de recibir remesas.

Los coeficientes asociados a la posición de la persona dentro del hogar también presentan resultados de interés. Mientras que la condición de cónyuge de la jefatura del hogar se asocia con una menor probabilidad de recibir remesas, las personas que mantienen otro tipo de parentesco con dicha jefatura presentan una mayor probabilidad de recibir recursos provenientes del exterior.

Si bien, en el contexto del *propensity score matching*, la significancia estadística de los coeficientes no constituye el elemento central del análisis, como se señaló previamente, todos los parámetros estimados resultaron estadísticamente significativos.

Tabla 6*Resultados modelo logit – individuos en edad de trabajo*

Variable	Parámetro	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
(Intercept)	-0.34	0.0434	-7.94	2.0E-15
sexo2	0.42	0.0262	15.85	1.4E-56
asistencia1	-0.03	0.0547	-0.56	5.7E-01
posicion_hogar2	-0.44	0.0349	-12.54	4.3E-36
posicion_hogar3	0.41	0.0331	12.53	5.3E-36

Variable	Parámetro	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
area1	-0.45	0.0262	-17.07	2.7E-65
escolaridad	-0.04	0.0039	-9.30	1.4E-20
ratio_dependencia	0.03	0.0747	0.46	6.4E-01
personas_mayores12	-0.08	0.0105	-7.36	1.8E-13
personas_menores6	-0.10	0.0280	-3.51	4.5E-04
maximo_nivel_educativo_adulto	-0.02	0.0043	-3.62	3.0E-04

Nota. Elaboración propia. Las categorías de referencia utilizadas en la estimación fueron: mujer para la variable Sexo, asiste a un centro educativo para la variable Asistencia, esposo(a) o acompañante para la variable Posición hogar2, otro parentesco para la variable Posición hogar3 y área urbana para la variable Área.

Individuos en edad escolar. En la Tabla 7 se observa que las personas que residen en el área urbana, aquellas que pertenecen a hogares con un mayor número de integrantes y aquellas cuyo jefe de hogar posee un mayor nivel educativo presentan una menor probabilidad de recibir remesas. Por el contrario, un mayor número de personas en edad escolar dentro del hogar incrementa la probabilidad de recibir estos recursos.

Las variables sexo y edad de la persona en edad escolar no resultan estadísticamente significativas al 5 %; sin embargo, se mantienen en el modelo debido a que se considera que influyen en la probabilidad de asistencia escolar. En el caso de la edad, según datos publicados por el Instituto de Estadística de la Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura¹⁸ para El Salvador, la tasa neta de matrícula de primaria de 2024 fue de 91.3 %, secundaria baja de 54.5 % y en secundaria alta alcanzó un 47.1 %, con lo cual se evidencia una diferencia importante en la asistencia escolar de acuerdo al nivel escolar cursado.

La inclusión de la variable sexo también se considera pertinente debido a que los factores asociados a la asistencia escolar afectan de manera diferenciada a hombres y mujeres en edad escolar. En efecto, con base en los datos de la EHPM 2024, las causas de abandono y reprobación escolar presentan diferencias según el sexo. Si bien en ambos grupos las principales razones están relacionadas con el desinterés por estudiar, los problemas en el hogar y las enfermedades, entre los hombres adquieren mayor relevancia la repitencia escolar y la necesidad de incorporarse al mercado laboral. Por su parte, entre las mujeres destacan las dificultades económicas como un factor de mayor incidencia.

¹⁸ Dato extraído del sitio web:

<https://databrowser.unesco.org/view#indicatorPaths=UIS-EducationOPRI%3A0%3ANERT.3.CP%2CUIS-EducationOPRI%3A0%3ANERT.1.CP%2CUIS-EducationOPRI%3A0%3ANERT.2.CP&geoMode=countries&geoUnits=SLV&browsePath=EDUCATION%2FUIS-EducationOPRI%2Fenrol-att&timeMode=range&view=table&chartMode=multiple&tableIndicatorId=NERT.2.CP&chartIndicatorId=NERT.2.CP&chartHighlightSeries=&chartHighlightEnabled=true&years=2021%2C2025&metadataView=true>

Asimismo, en el caso de las mujeres, las responsabilidades asociadas al trabajo doméstico y a las labores de cuidado constituyen una causa adicional de abandono escolar, lo que evidencia la persistencia de desigualdades de género que influyen en las trayectorias educativas.

Tabla 7

Resultados modelo logit – individuos en edad escolar

Variable	Parámetro	Error estándar	Valor z	Pr(> z)
(Intercept)	0.03	0.0997	0.27	0.7903
sexo2	0.00	0.0397	-0.11	0.9127
area1	-0.27	0.0419	-6.53	0.0000
edad	-0.01	0.0051	-1.68	0.0934
miembros_h	-0.11	0.0171	-6.15	0.0000
numero_ind_edad_escolar	0.10	0.0277	3.50	0.0005
escolaridad_jh	-0.06	0.0045	-14.04	0.0000

Nota. Elaboración propia. La categoría de referencia para la variable Sexo fue mujer.

Matching

Como resultado de la estimación del modelo *logit*, se obtienen las puntuaciones de propensión (*scores*) para cada observación. Estas cumplen con el supuesto (4) del enfoque de PSM, ya que sus valores se encuentran dentro del rango de 0 a 1. Esto permite realizar posteriormente el emparejamiento entre los grupos de tratamiento y control, procedimiento que se desarrolla en el presente apartado.

Para efectuar dicho emparejamiento, se utilizará el método de vecino más cercano (*nearest neighbor*), considerando una relación de emparejamiento de 1:1 entre hogares receptores y no receptores de remesas durante 2024. En consecuencia, quedarán excluidos del análisis aquellos hogares o individuos para los cuales no sea posible identificar una observación comparable.

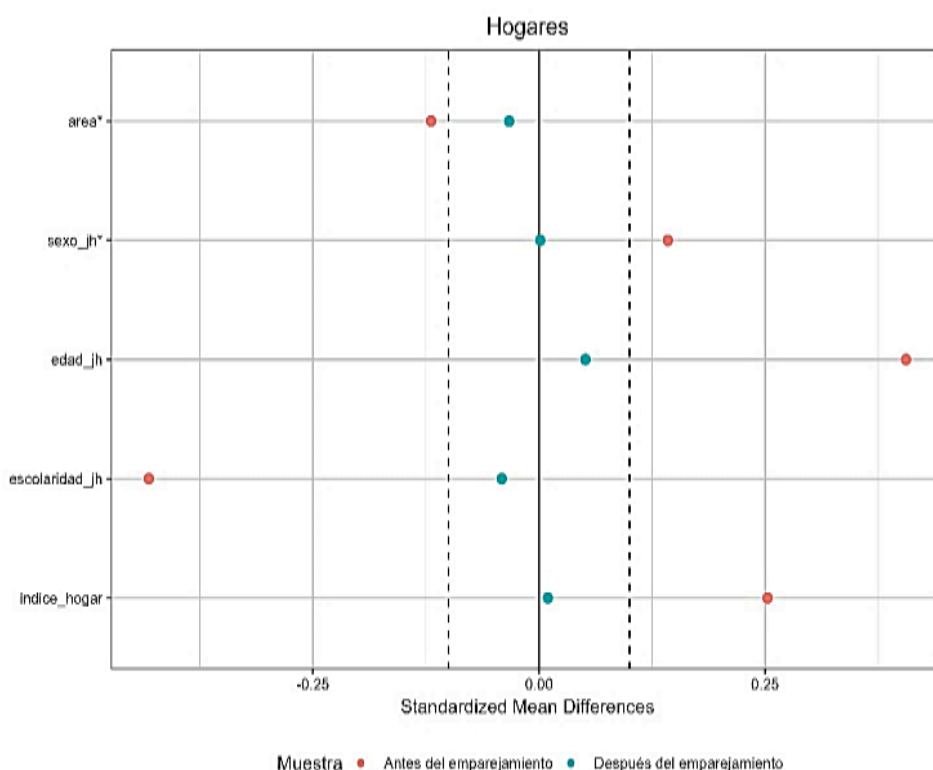
La evaluación de la calidad del emparejamiento se realizará mediante la métrica de diferencias estandarizadas de medias (*standardized mean differences*), considerando tanto el balance de las medias como de las distribuciones. De esta manera, se obtendrán grupos de tratamiento y control comparables, lo que permitirá realizar inferencias causales sobre los efectos de las remesas.

En la Figura 2 se observa el SMD por cada una de las variables (sin corrección por desviación estándar, como se calculó en la Tabla 2¹⁹), antes y posterior al emparejamiento. Se toma en consideración un límite de 0.1 (lo que se evidencia en las líneas punteadas verticales) para determinar que la diferencia entre medias es insignificante (Austin, 2011). De esta forma, si el SMD es menor en valor absoluto a este valor para todas las variables, entonces se podría decir que se alcanzó un emparejamiento entre ambos grupos.

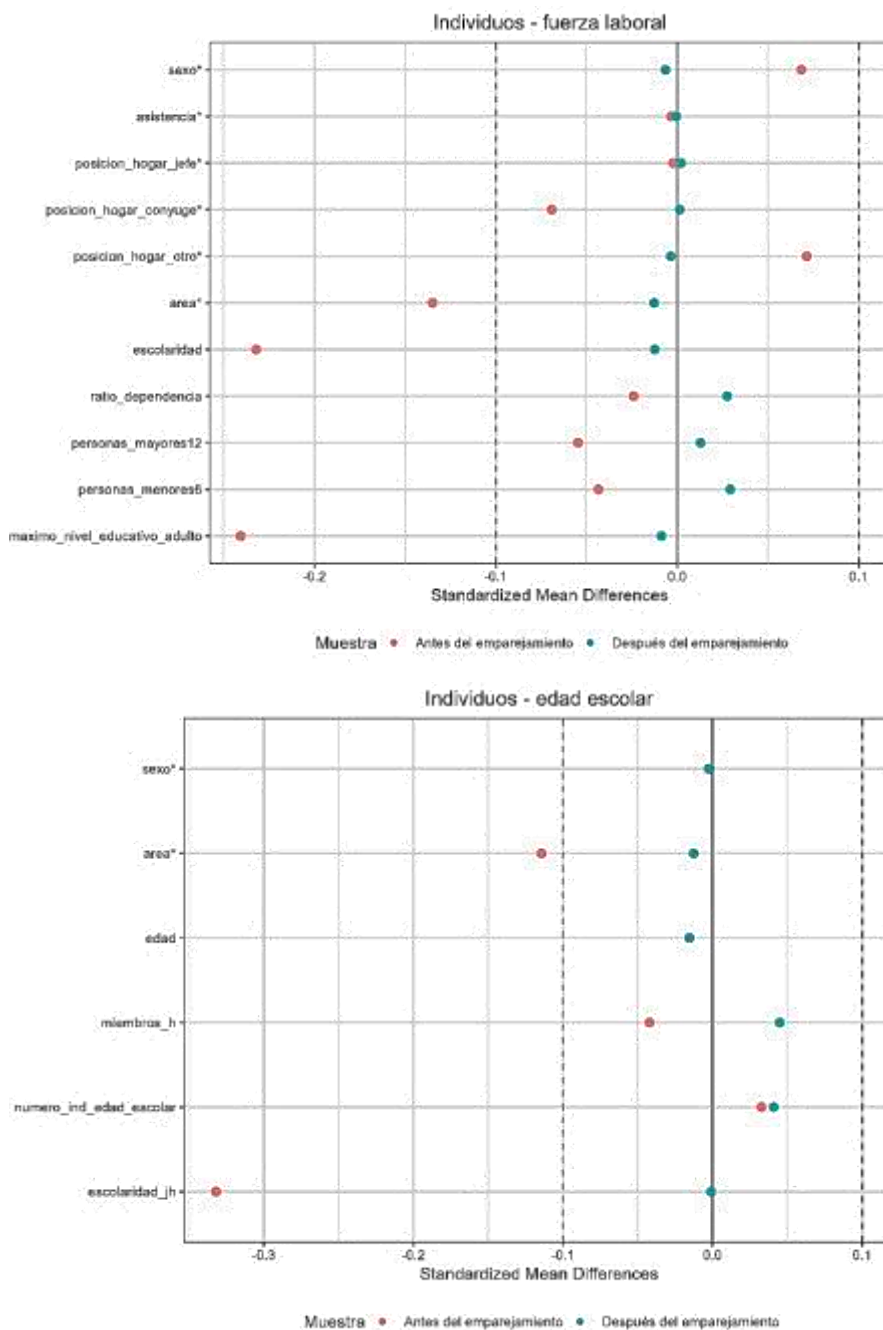
Como se puede observar, después del emparejamiento las diferencias de proporciones o medias fueron balanceadas en todas las variables, es decir, ya no son superiores al 0.1 en valor absoluto, lo que permite realizar la inferencia causal en el siguiente apartado.

Figura 2

Diferencias de medias estandarizadas antes y después del emparejamiento



¹⁹ En la Tabla 2, el SMD fue estandarizado por la desviación estándar de cada variable, por lo que sus valores son en todos los casos más altos que los presentados en la Figura 2.



Nota. Elaboración propia.

Impacto de las remesas en hogares e individuos

Como se señaló en el apartado que da cuenta de las bases del *propensity score matching*, una vez alcanzado el emparejamiento, corresponde realizar la evaluación sobre el efecto causal de las remesas en la pobreza monetaria y multidimensional, además del impacto en la fuerza laboral como relevante del mercado laboral y en la asistencia escolar para evaluar la relación remesas-educación.

Con base en las observaciones emparejadas, se calculó el efecto promedio del tratamiento sobre el grupo tratado (*Average Treatment Effect on the Treated*, ATT). Los resultados obtenidos se presentan en la Tabla 8.

El ATT presenta un signo negativo tanto para la pobreza monetaria como para la pobreza multidimensional, lo que indica que la recepción de remesas reduce la probabilidad de que un hogar se encuentre en situación de pobreza. Específicamente, la probabilidad de experimentar pobreza monetaria disminuye en 5.11 puntos porcentuales, mientras que la probabilidad de pobreza multidimensional se reduce en 4.22 puntos porcentuales. Ambos resultados son estadísticamente significativos.

En relación con el mercado laboral, el efecto estimado también resulta estadísticamente significativo. En este caso, la recepción de remesas reduce en 9.87 puntos porcentuales la probabilidad de que una persona en edad productiva forme parte de la población económicamente activa.

Finalmente, el impacto de las remesas sobre la probabilidad de asistencia escolar de las personas en edad escolar es prácticamente nulo y, además, no presenta significancia estadística.

Tabla 8

Efecto promedio de tratamiento en outcome

Métrica	Pobreza		Mercado de trabajo	Educación
	Monetaria	Multidimensional	Fuerza laboral	Asistencia escolar
ATT	-0.0511	-0.0422	-0.0987	-0.0055
Error estándar	0.0084	0.0080	0.0069	0.0083
Valor t	-6.10	-5.29	-14.26	-0.66
Pr(> t)	1.068e-09 ***	1.25e-07 ***	< 2.2e-16 ***	0.5084

Nota. Elaboración propia. *** indica un valor p en el intervalo [0, .001].

Para profundizar en los resultados, la disponibilidad de observaciones emparejadas mediante el método de *propensity score matching* permitió calcular el ATT desagregado por área geográfica y sexo, cuyos resultados se presentan en la Tabla 9. Este ejercicio permitió identificar matices relevantes en los efectos estimados.

El impacto de las remesas sobre la pobreza monetaria es mayor en el área rural que en la urbana. En las zonas rurales, la recepción de remesas reduce en 6.13 puntos porcentuales la probabilidad de que un hogar sea considerado pobre, mientras que en las zonas urbanas dicha reducción es de 3.89 puntos porcentuales. Sin embargo, la diferencia entre ambos efectos no resulta estadísticamente significativa.

Asimismo, la reducción en la probabilidad de que un hogar se encuentre en situación de pobreza monetaria es mayor cuando la jefatura del hogar corresponde a una mujer. En estos casos, la probabilidad disminuye en 6.67 puntos porcentuales, frente a una reducción de 3.29 puntos porcentuales en los hogares con jefatura masculina. Tanto los efectos estimados para cada grupo como la diferencia entre ellos son estadísticamente significativos.

En cuanto al impacto sobre la pobreza multidimensional, los resultados muestran un comportamiento diferenciado. El efecto de las remesas no resulta estadísticamente significativo en los hogares ubicados en áreas urbanas ni en aquellos con jefatura masculina. Por el contrario, en el área rural la recepción de remesas reduce la probabilidad de pobreza multidimensional en 9.18 puntos porcentuales. De igual forma, cuando la jefatura del hogar corresponde a una mujer, la probabilidad de encontrarse en situación de pobreza multidimensional disminuye en 6.79 puntos porcentuales. Las diferencias de impacto observadas tanto por área geográfica como por sexo son estadísticamente significativas.

En el ámbito laboral, el efecto sobre la participación en la fuerza laboral es estadísticamente significativo tanto en las áreas urbanas y rurales como en la desagregación por sexo. La mayor reducción en la probabilidad de formar parte de la población económicamente activa se observa en el área rural y entre las mujeres, con disminuciones de 10.69 y 12.21 puntos porcentuales, respectivamente. Las diferencias entre áreas urbanas y rurales no resultan estadísticamente significativas, mientras que las diferencias entre hombres y mujeres sí lo son.

Por último, el impacto de las remesas sobre la asistencia escolar únicamente resulta estadísticamente significativo en el caso de las mujeres. Los resultados indican que la recepción de remesas reduce la probabilidad de asistencia escolar en 2.65 puntos porcentuales dentro de este grupo. Además, la diferencia de este efecto respecto al observado en los hombres también es estadísticamente significativa.

Tabla 9*Efecto promedio de tratamiento en outcome desagregado por área y sexo*

Desagregación	Métrica	Pobreza		Mercado de trabajo	Educación
		Monetaria	Multidimensional	Fuerza laboral	Asistencia escolar
Urbano	ATT	-0.0389	-0.0047	-0.0880	0.0007
	Error estándar	0.0122	0.0087	0.0099	0.0110
	Valor t	-3.2020	-0.5466	-8.9028	0.0613
	Pr(> t)	0.001373 **	0.585	< 2.2e-16 ***	0.951
	Intervalo de confianza (95%)	[-0.0628,-0.0151]	[-0.0217,0.0122]	[-0.1073,-0.0686]	[-0.0208,0.0221]
Rural	ATT	-0.0613	-0.0918	-0.1069	-0.0087
	Error estándar	0.0115	0.0125	0.0097	0.0119
	Valor t	-5.3059	-7.3284	-11.0680	-0.7273
	Pr(> t)	1.164e-07 ***	2.658e-13 ***	< 2.2e-16 ***	0.467
	Intervalo de confianza (95%)	[-0.0839,-0.0386]	[-0.1164,-0.0673]	[-0.1258,-0.0879]	[-0.0321,0.0147]
Hombre	ATT	-0.0329	-0.0120	-0.0683	0.0144
	Error estándar	0.0123	0.0121	0.0080	0.0117
	Valor t	-2.6652	-0.9885	-8.4931	1.2392
	Pr(> t)	0.007718 **	0.323	< 2.2e-16 ***	0.215
	Intervalo de confianza (95%)	[-0.0571,-0.0087]	[-0.0357,0.0118]	[-0.0841,-0.0525]	[-0.0084,0.0373]
Mujer	ATT	-0.0667	-0.0679	-0.1221	-0.0265
	Error estándar	0.0114	0.0105	0.0093	0.0118
	Valor t	-5.8553	-6.4580	-13.1650	-2.2465
	Pr(> t)	5.017e-09 ***	1.145e-10 ***	< 2.2e-16 ***	0.02473 *
	Intervalo de confianza (95%)	[-0.0890,-0.0444]	[-0.0885,-0.0473]	[-0.1403,-0.1039]	[-0.0496,-0.0034]

Desagregación	Métrica	Pobreza		Mercado de trabajo	Educación
		Monetaria	Multidimensional	Fuerza laboral	Asistencia escolar
Urbano-Rural	Parámetro	0.0223	0.0871	0.0189	0.0094
	Error estándar	0.0168	0.0152	0.0138	0.0162
	Valor t	1.3310	5.7188	1.3668	0.5774
	Pr(> t)	0.1832	1.101e-08 ***	0.1717	0.5637
	Intervalo de confianza (95%)	[-0.0106,0.0552]	[0.0573,0.1170]	[-0.0082,0.0460]	[-0.0224,0.0411]
Mujer-Hombre	Parámetro	-0.0338	-0.0559	-0.0538	-0.0409
	Error estándar	0.0168	0.0160	0.0123	0.0166
	Valor t	-2.0121	-3.4872	-4.3860	-2.4688
	Pr(> t)	0.044237 *	0.00049 ***	1.161e-05 ***	0.01358 *
	Intervalo de confianza (95%)	[-0.0667,-0.0009]	[-0.0874,-0.0245]	[-0.0779,-0.0298]	[-0.0734,-0.0084]

Nota. Elaboración propia. Los asteriscos indican el nivel de significancia estadística: *** $p \leq .001$; ** $p \leq .01$; * $p \leq .05$.

Discusión

La importancia de las remesas en El Salvador adquiere una dimensión particular en comparación con la mayoría de las economías de América Latina y el Caribe, con excepción de algunos países de Centroamérica y el Caribe. Esto se debe a que al menos 1,516,607 personas son migrantes internacionales, cifra que representa el 24.0 % de la población residente en el país. En efecto, las remesas alcanzaron en 2024 un monto de USD 8,479.70 millones, equivalente al 24.0 % del Producto Interno Bruto. Esta cifra supera incluso el valor de las exportaciones, que durante el mismo año ascendieron a USD 6,447.51 millones. En este contexto, resulta pertinente analizar el impacto que las remesas tienen sobre la economía y, particularmente, sobre los hogares y las personas en El Salvador.

Con base en los resultados obtenidos mediante el método de *propensity score matching*, se evidenció que las remesas contribuyen a reducir la pobreza monetaria. Este resultado había sido explorado previamente por Naatus (2014), quien, mediante modelos de regresión y utilizando información correspondiente a 2004, encontró una relación inversa entre el monto promedio de remesas recibido por persona y el porcentaje de población en situación de pobreza extrema en El Salvador (p. 5). De igual manera, Nilsson (2005), a través de un

análisis estadístico orientado a evaluar el impacto de las remesas sobre medidas de pobreza basadas en ingresos, identificó una relación inversa entre ambas variables para el caso salvadoreño (p. 47).

Por otra parte, López-Videla y Machuca (2014) realizaron un estudio para Bolivia con el objetivo de analizar los efectos de las remesas sobre los niveles de pobreza de los hogares (p. 8), diferenciando entre áreas urbanas y rurales. Mediante la aplicación del método de *propensity score matching* y utilizando información de la Encuesta de Hogares de 2008, encontraron que, en términos generales, los hogares receptores de remesas presentan una menor probabilidad de encontrarse en situación de pobreza. Sin embargo, este efecto no resultó significativo cuando el análisis se restringió al ámbito rural (p. 18).

Para el caso de Ecuador, Bertoli y Marcheta (2014) analizaron el efecto de la migración y las remesas sobre la incidencia de la pobreza utilizando información de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo de 2005. A partir del enfoque de *propensity score matching*, encontraron que una mayor presencia de migrantes o la recepción de remesas se asocia con una menor incidencia de la pobreza, aunque con magnitudes diferenciadas (pp. 16 y 18).

Por su parte, Siddiqui (2013) desarrolló un estudio para Pakistán con el propósito de evaluar el impacto de las remesas sobre el ingreso, el gasto, el ahorro, la acumulación de capital, la incidencia de la pobreza y diversos indicadores de crecimiento, como la demanda de bienes y servicios y la actividad emprendedora, entre otros. Mediante la aplicación del método de *propensity score matching*, concluyó que la recepción de remesas genera efectos favorables en todos los resultados analizados, destacando una reducción de 0.1 puntos porcentuales en la incidencia de la pobreza entre los hogares receptores (p. 36). Asimismo, Hossain *et al.* (2020) analizaron el impacto de las remesas internas y externas en Bangladesh utilizando diferentes resultados de interés (*outcomes*) dentro del enfoque de *propensity score matching*, encontrando, entre otros resultados, una reducción en la tasa de pobreza.

Adicionalmente, los resultados obtenidos en el presente estudio sugieren que las remesas no solo contribuyen a reducir la pobreza monetaria, sino que también tienen un efecto sobre la reducción de la pobreza multidimensional. Este efecto resulta estadísticamente significativo en los hogares ubicados en áreas rurales y en aquellos con jefatura femenina. Asimismo, se identificaron diferencias estadísticamente significativas en la magnitud del impacto de las remesas entre áreas urbanas y rurales, así como entre hogares con jefatura femenina y masculina.

El efecto de las remesas sobre la pobreza multidimensional no había sido explorado previamente en la literatura revisada. En consecuencia, los hallazgos obtenidos abren nuevas

posibilidades de análisis sobre la influencia de las remesas en cada una de las dimensiones que integran el concepto multidimensional de pobreza.

En esta misma línea, también se exploró el impacto de las remesas sobre un indicador del mercado laboral. Los resultados muestran que la recepción de remesas reduce la probabilidad de que una persona forme parte de la Población Económicamente Activa. Además, se identificó una diferencia significativa entre hombres y mujeres. En particular, la recepción de remesas reduce en 12.21 puntos porcentuales la probabilidad de participación laboral de las mujeres. Este resultado es consistente con los hallazgos de Sousa y García-Suaza (2018), quienes encontraron que la tasa de participación laboral disminuye en los hogares receptores de remesas, especialmente en el caso de las mujeres.

No obstante, Acosta (2019) encontró resultados distintos para el contexto salvadoreño. Su estudio muestra que las mujeres residentes en áreas rurales tienden a incrementar su participación en actividades agrícolas, sustituyendo parte del tiempo destinado al trabajo doméstico y a actividades no agrícolas (p. 1044). Este contraste resulta relevante, ya que pone de manifiesto que las conclusiones pueden variar cuando el análisis se profundiza en sectores específicos. En este caso, Acosta (2019) desagregó el análisis según el tipo de actividad económica —agrícola y no agrícola— utilizando un panel específico de hogares rurales.

En relación con el ámbito educativo, los resultados obtenidos muestran un comportamiento particular. Aunque las remesas no presentan un efecto significativo sobre la asistencia escolar en términos generales, sí se observa un impacto en el caso de las mujeres, reduciendo su probabilidad de asistir a un centro educativo. Asimismo, la diferencia de este efecto respecto a los hombres resulta estadísticamente significativa. La dirección de este resultado coincide con lo reportado por McKenzie y Rapoport (2013) para México, quienes identificaron una relación inversa entre las tasas de migración por estado y la asistencia escolar en determinados grupos de edad de niños y niñas (p. 26). De igual forma, Naatus (2013) encontró que una mayor penetración de las remesas en las comunidades salvadoreñas se asocia con menores niveles de retención escolar (p. 36).

Un efecto similar en el ámbito educativo, aunque desde la perspectiva de la asignación de recursos, fue analizado por Clément (2011) para Tayikistán. Utilizando información de 2003 y el enfoque de *propensity score matching*, evaluó el impacto de las remesas sobre los patrones de consumo de los hogares. Los resultados mostraron que las remesas, tanto internas como externas, no generan efectos positivos sobre el gasto de inversión de los hogares ni presentan efectos significativos sobre el gasto en educación. Asimismo, el estudio concluyó que las remesas externas tienden a destinarse principalmente al consumo del hogar, mientras que los efectos de las remesas internas resultan ambiguos y no concluyentes (pp. 75-76).

Existen, sin embargo, estudios cuyos resultados contrastan con los hallazgos del presente trabajo respecto a la disminución de la probabilidad de asistencia a un centro de educación formal entre las mujeres. Jakob (2015), para el caso de El Salvador, encontró que el incremento en el número de migrantes tiene un efecto positivo sobre la asistencia escolar. De manera similar, Dea y Rathab (2012) analizaron en Sri Lanka el impacto de las remesas sobre los ingresos de los hogares, la salud y educación de los niños, el consumo y la acumulación de capital. Utilizando datos de la Encuesta Integrada de Sri Lanka 1999-2000 y aplicando el método de *propensity score matching*, concluyeron que las remesas tienen efectos positivos sobre la salud y la educación de los niños, mientras que no encontraron efectos significativos sobre la acumulación de bienes duraderos ni sobre la tenencia de tierras (p. 176).

En ese sentido, los resultados obtenidos respecto a la reducción de la pobreza monetaria y multidimensional en los hogares receptores de remesas no deben considerarse concluyentes, sino interpretarse en función de las variables, los datos y el enfoque metodológico utilizados en este estudio específico. La información incorporada en la medición de la pobreza multidimensional puede servir de base para futuras investigaciones orientadas a analizar el impacto de las remesas en cada una de sus dimensiones, así como para desagregar los resultados a nivel departamental, ámbito para el cual la EHPM ofrece información representativa hasta el año 2023.

En cualquier caso, resulta relevante destacar que la incidencia de la pobreza multidimensional disminuye entre los hogares receptores de remesas. Este hallazgo evidencia la importancia de estos recursos para distintas dimensiones del bienestar, pero también pone de relieve la vulnerabilidad que puede generar la dependencia de este tipo de transferencias por parte de los hogares y las personas beneficiarias.

Por otra parte, los efectos observados en el mercado laboral y en la asistencia escolar de las mujeres reflejan la heterogeneidad de los impactos asociados a las remesas y muestran que sus efectos pueden manifestarse de manera diferenciada según el ámbito analizado.

Limitaciones

El presente documento de investigación se desarrolló con el mayor rigor metodológico posible; sin embargo, presenta limitaciones inherentes tanto al método de *propensity score matching* como al análisis de la pobreza multidimensional.

En cuanto al método, el objetivo de este estudio fue determinar si las remesas tienen un efecto causal sobre distintos indicadores socioeconómicos. Para ello, en la primera etapa se estimaron modelos *logit* orientados a obtener las puntuaciones de pensión necesarias para

emparejar los grupos de tratamiento y control. En otras palabras, la estimación del modelo *logit* no estuvo orientada a maximizar su capacidad predictiva fuera de muestra, sino a lograr un adecuado balance entre los grupos comparados.

En segundo lugar, es importante señalar que el análisis causal basado en *propensity score matching* no elimina el sesgo derivado de variables omitidas, aspecto también advertido por López-Videla y Machuca (2014). En el contexto de este estudio, ello implica asumir que los factores no observables se encuentran razonablemente capturados por las covariables incorporadas en los modelos. No obstante, con base en criterios teóricos o evidencia empírica, podrían existir variables relevantes que no fueron incluidas y cuya incorporación podría modificar los coeficientes estimados.

Otro aspecto a considerar es que, aunque la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples dispone de factores de expansión para cada observación, se optó por no utilizarlos en el presente análisis, priorizando la eficiencia del estimador causal sobre la representatividad descriptiva de la población. En consecuencia, los hallazgos obtenidos deben interpretarse en función de las variables y muestras seleccionadas, por lo que la validez externa de los resultados debe considerarse con cautela. Existe literatura especializada que discute la incorporación de ponderadores muestrales y las etapas del proceso de *propensity score matching* en las que podrían aplicarse; sin embargo, estos aspectos no fueron abordados en el presente estudio.

Adicionalmente, se reconoce que los resultados son sensibles al algoritmo utilizado para realizar el emparejamiento. En esta investigación no se compararon los resultados obtenidos mediante diferentes algoritmos, sino que se utilizó de manera consistente el método del vecino más cercano (*nearest neighbor*) en los tres modelos analizados, debido a que su aplicación permitió obtener emparejamientos satisfactorios. Por esta misma razón, un análisis formal de sensibilidad queda fuera del alcance del presente estudio.

Finalmente, en relación con la pobreza multidimensional, el efecto estimado sobre su reducción debe interpretarse con prudencia. Por definición, la tasa de pobreza multidimensional incorpora cinco dimensiones del bienestar: educación; condiciones de la vivienda; trabajo y seguridad social; salud, servicios básicos y seguridad alimentaria; y calidad del hábitat (STPP y MINEC-DIGESTYC, 2015). Cada una de estas dimensiones incluye indicadores que abarcan una amplia variedad de aspectos, entre ellos educación, mercado laboral, características de la vivienda, inseguridad alimentaria, actividades de ocio, criminalidad y exposición a riesgos ambientales. Por ello, los resultados obtenidos deben comprenderse en función de las variables consideradas en el análisis y no pueden extrapolarse automáticamente al impacto que las remesas podrían tener sobre otras variables o dimensiones no examinadas en este estudio.

Referencias

- Acosta, P. (2006). *Labor supply, school attendance, and remittances from international migration: The case of El Salvador* (Policy Research Working Paper No. 3903). World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-3903>
- Acosta, P. (2011). School attendance, child labour, and remittances from international migration in El Salvador. *The Journal of Development Studies*, 47(6), pp. 913–936. <https://doi.org/10.1080/00220388.2011.563298>
- Acosta, P. (2019). Intra-household labour allocation, migration, and remittances in rural El Salvador. *The Journal of Development Studies*, 56(5), pp. 1030–1047. <https://doi.org/10.1080/00220388.2019.1626832>
- Anzoategui, D., Demirgüç-Kunt, A. y Pería, M. S. M. (2011). *Remittances and financial inclusion: Evidence from El Salvador* (Policy Research Working Paper No. 5839). World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-5839>
- Austin, P. C. (2011). An introduction to propensity score methods for reducing the effects of confounding in observational studies. *Multivariate Behavioral Research*, 46(3), pp. 399–424. <https://doi.org/10.1080/00273171.2011.568786>
- Banco Central de Reserva de El Salvador [BCR]. (2024). *Encuesta de hogares de propósitos múltiples 2024*. <https://www.bcr.gob.sv/documental/Inicio/busqueda/135>
- Becker, S. O. e Ichino, A. (2002). Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *The Stata Journal*, 2(4), pp. 358–377. <https://doi.org/10.1177/1536867X0200200403>
- Bertoli, S. y Marchetta, F. (2014). Migration, remittances and poverty in Ecuador. *The Journal of Development Studies*, 50(8), pp. 1067–1089. <https://doi.org/10.1080/00220388.2014.919382>
- Clément, M. (2011). Remittances and household expenditure patterns in Tajikistan: A propensity score matching analysis. *Asian Development Review*, 28(2), pp. 58–87. <https://doi.org/10.1142/S0116110511500107>
- Cox, A. y Ureta, M. (2003). *International migration, remittances, and schooling: Evidence from El Salvador* (NBER Working Paper No. 9766). National Bureau of Economic Research. <http://www.nber.org/papers/w9766>
- Dea, P. y Ratha, D. (2012). Impact of remittances on household income, asset and human capital: Evidence from Sri Lanka. *Migration and Development*, 1(1), pp. 163–179. <https://doi.org/10.1080/21632324.2012.719348>
- Gascón, P., Larramona, G. y Salvador, M. (2023). The impact of digitalisation on remittances: Evidence from El Salvador. *Telecommunications Policy*, 47(10), Article 102500. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2023.102500>
- Hagen-Zanker, J. y Muñiz, M. (2006). *Exploring multidimensional wellbeing and remittances in El Salvador* (MGSoG Working Paper No. 002). Maastricht Graduate School of Governance. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1095706>

- Harris, J., Maldonado, R. y Cortés Sánchez, P. (2025). *Las remesas a América Latina y el Caribe en 2025: adaptaciones en un contexto de incertidumbre*. Inter-American Development Bank. <https://doi.org/10.18235/0013817>
- Hossain, M. S., Chin, L., Said, R. e Ishak, S. B. (2020). Microeconomic impact of remittances at the household level in a remittance-receiving country: Bangladesh. *Humanities & Social Sciences Reviews*, 8(3), pp. 628–634. <https://doi.org/10.18510/hssr.2020.8367>
- Jakob, P. (2015). *The impact of migration and remittances on children's education in El Salvador* [Master's thesis, University of San Francisco]. University of San Francisco Repository. <https://repository.usfca.edu/thes/139>
- López-Videla, B. y Machuca, C. (2014). The effects of remittances on poverty at the household level in Bolivia: A propensity score matching approach. *Políticas Públicas*, 2(1), pp. 7–22. <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/55201>
- McAuliffe, M. y Oucho, L. A. (Eds.). (2024). *World migration report 2024*. International Organization for Migration. <https://publications.iom.int/books/world-migration-report-2024>
- McKenzie, D. y Rapoport, H. (2013). *Can migration reduce educational attainment? Evidence from Mexico*. Policy Research Working Paper (No. 3952). World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-3952>
- Naatus, M. (2013). The socio-economic impact of migrant remittances on life expectancy and education in El Salvador. *International Journal of Business and Social Science*, 4(8), pp. 288–295. https://ijbss.thebrpi.org/journals/Vol_4_No_8_Special_Issue_July_2013/4.pdf
- Naatus, M. (2014). Remittances and poverty: A complex relationship, evidence from El Salvador. *Advances in Management & Applied Economics*, 4(2), pp. 1–8. https://ideas.repec.org/a/spt/admaec/v4y2014i2f4_2_1.html
- Nilsson, T. (2005). *Remittances and poverty in El Salvador* [Master's thesis, Lund University]. Lund University Publications. <https://lup.lub.lu.se/student-papers/search/publication/1857842>
- Nwosu, E., Fonta, W., Aneke, G. y Yuni, D. (2012). Microeconomic determinants of migrant remittances to Nigerian households. *Economics Bulletin*, 32(4), pp. 3425–3438. <https://ssrn.com/abstract=2192198>
- Pardo, A. y Dávila, C. (2017). Migración y desarrollo: Características de los hogares y uso de las remesas internas e internacionales en México. *Desarrollo y Sociedad*, 78, pp. 113–141. <https://doi.org/10.13043/DYS.78.3>
- Rosenbaum, P. R. y Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), pp. 41–55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>
- Secretaría Técnica y de Planificación de la Presidencia de la República [STPP] y Ministerio de Economía a través de la Dirección General de Estadística y Censos [MINEC-DIGESTYC] (2015). *Medición multidimensional de la pobreza*.

<https://www.undp.org/sites/g/files/zskgke326/files/migration/latinamerica/1baf242e5fe98b4338003df18257e22ca0955d77b0060da276b6356ea674f29a.pdf>

- Siddiqui, R. (2013). Impact evaluation of remittances for Pakistan: Propensity score matching approach. *The Pakistan Development Review*, 52(1), pp. 17–44. <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/90195>
- Sousa, L. y García-Suaza, A. (2018). *Remittances and labor supply in the Northern Triangle*. World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/30446>
- Wadood, S. y Hossain, M. S. (2017). Microeconomic impact of remittances on household welfare: Evidences from Bangladesh. *Business and Economic Horizons*, 13(1), pp. 10–29. <https://doi.org/10.22004/AG.ECON.264622>
- Warnecke-Berger, H. (2020). Remittances, the rescaling of social conflicts, and the stasis of elite rule in El Salvador. *Latin American Perspectives*, 47(3), pp. 202–220. <https://doi.org/10.1177/0094582X19898502>
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), pp. 817–838. <https://doi.org/10.2307/1912934>
- Zhao, Q. Y., Luo, J. C., Su, Y., Zhang, Y. J., Tu, G. W. y Luo, Z. (2021). Propensity score matching with R: Conventional methods and new features. *Annals of Translational Medicine*, 9(9), 812. <https://doi.org/10.21037/atm-20-3998>

Anexo 1

Definiciones de subíndices para condiciones de vivienda del hogar

Subíndice_paredes	Material de paredes (r303)
Condición precaria	Bahareque
	Madera
	Lámina metálica
	Paja o palma
	Materiales de desecho
	Otros materiales
Condición intermedia	Adobe
Mejores condiciones	Concreto o mixto
Subíndice_piso	Material del piso (r304)
Condición precaria	Tierra
Condición intermedia	Ladrillo de barro
	Otros materiales

Mejores condiciones	Ladrillo cerámico
	Ladrillo de cemento
	Cemento

Subíndice_agua	Existencia de servicio de agua por cañería (r312)	Como se abastece de agua (r313)
Condición precaria	No tiene	Camión, carreta o pipa
		Ojo de agua, río o quebrada
		Manantial protegido
		Manantial no protegido
		Colecta agua lluvia
		Acarreo de cañería del vecino(a)
		Chorro común
	Tiene pero no le cae	Otros medios
		Camión, carreta o pipa
		Ojo de agua, río o quebrada
		Colecta agua lluvia
		Acarreo de cañería del vecino(a)
		Chorro común
Condición intermedia	No tiene	Cañería del vecino(a)
		Pila, chorro público o cantarera
		Pozo con tubería privado
		Pozo con tubería público
		Pozo protegido privado
		Pozo protegido público
		Pozo no protegido privado
	Tiene pero no le cae	Pozo no protegido público
		Cañería del vecino(a)
		Pila, chorro público o cantarera
		Pozo con tubería privado
		Pozo con tubería público
		Pozo protegido privado
		Pozo no protegido privado
Mejores condiciones	Dentro de la vivienda con abastecimiento público (ANDA)	

Subíndice_agua	Existencia de servicio de agua por cañería (r312)	Como se abastece de agua (r313)	
	Dentro de la vivienda con otro tipo de abastecimiento		
	Fuera de la vivienda pero dentro de la propiedad con abastecimiento público (ANDA)		
	Fuera de la vivienda pero dentro de la propiedad con otro tipo de abastecimiento		
	Tubería por poliducto (buen estado)		
Subíndice_sanitario	Existencia de servicio sanitario (r314)	Cuenta con servicio sanitario (r315)	Como es el servicio sanitario (r316)
	Sí, dentro de la vivienda		Letrina común
	Sí, fuera de la vivienda		Letrina común Letrina abonera común Letrina solar común
Condición precaria	Sí tiene pero no lo utiliza	Sí, de familiar o amigo(a)	Inodoro común a alcantarillado
			Inodoro común a fosa séptica
			Letrina común Letrina abonera común
	No tiene	Sí, de familiar o amigo(a)	Letrina común Letrina abonera común
			Letrina solar común
		No tiene	
			Inodoro común a alcantarillado
	Sí, dentro de la vivienda		Inodoro común a fosa séptica Letrina privada Letrina abonera privada
Condición intermedia	Sí, fuera de la vivienda		Inodoro común a alcantarillado Inodoro común a fosa séptica

Subíndice_sanitario	Existencia de servicio sanitario (r314)	Cuenta con servicio sanitario (r315)	Como es el servicio sanitario (r316)
Mejores condiciones			Letrina privada
			Letrina abonera privada
			Letrina solar privada
	No tiene	Sí, de familiar o amigo(a)	Inodoro común a alcantarillado
			Inodoro común a fosa séptica
	Sí, dentro de la vivienda		Inodoro a alcantarillado
Mejores condiciones			Inodoro a fosa séptica
			Inodoro a alcantarillado
	Sí, fuera de la vivienda		Inodoro a fosa séptica

Nota. Elaboración propia a partir de la clasificación y codificación de las variables de características de la vivienda de la *Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples 2024*.

