

# Impacto social de “Jóvenes Construyendo el Futuro” en la población: el caso de Guerrero

ARIEL VÁZQUEZ ELORZA<sup>1</sup>

MARÍA JESICA ZAVALA PINEDA<sup>2</sup>

GONZALO ABELINO TORRES<sup>3</sup>

ALBA LUCIA MORENO ORTIZ<sup>4</sup>

## Resumen

Este estudio evaluó el impacto causal sobre el ingreso y condiciones laborales del Programa Jóvenes Construyendo el Futuro (JCF) mediante el uso de Propensity Score Matching en los jóvenes mexicanos de 18 a 29 años, comparando beneficiarios y no beneficiarios residentes en el estado de Guerrero para el año 2022. Esto corresponde a 160,301 beneficiarios y 337,994 no beneficiarios utilizando el factor de expansión, para una muestra total de 498,295 observaciones. Las características socioeconómicas de los dos grupos, incluido el acceso a la atención de salud, la privación de vivienda, el nivel educativo y el género, se compararon según la metodología de emparejamiento por puntuación de propensión (PSM). Los resultados muestran que los participantes experimentan un aumento significativo de sus ingresos, en particular de las transferencias e ingresos laborales, aunque los efectos varían en función de factores como la inseguridad alimentaria, la calidad de la vivienda y la seguridad social. Los análisis

---

Fecha de recepción: 25 de marzo de 2025. Fecha de aceptación: 6 de mayo de 2025.

DOI: <https://doi.org/10.32870/eera.vi56.1232>

- 1 Universidad Tecnológica del Valle de Toluca, Estado de México, México. Correo electrónico: [avazelor@gmail.com](mailto:avazelor@gmail.com) ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6710-8935>
- 2 Universidad Politécnica de Texcoco, Estado de México, México. Correo electrónico: [maria.zavala@uptex.edu.mx](mailto:maria.zavala@uptex.edu.mx) ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-5370-9983>
- 3 Unidad Regional Universitaria de Zonas Áridas, Durango, México. Correo electrónico: [gabelino@chapingo.uruza.edu.mx](mailto:gabelino@chapingo.uruza.edu.mx) ORCID: <https://orcid.org/0009-0002-0726-1003>
- 4 Centro de Investigación y Asistencia en Tecnología y Diseño del Estado de Jalisco A.C. CIATEJ, Jalisco, México. Correo electrónico: [luciaortmor@gmail.com](mailto:luciaortmor@gmail.com) ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9319-075X>

mostraron que los que ya tenían empleo y los que se encontraban en situación de pobreza de vivienda tenían menos probabilidades de participar. Los análisis también mostraron que las mujeres tenían más probabilidades de participar que los hombres. Para maximizar los beneficios de la iniciativa de forma más equitativa, se recomienda reforzar la orientación del programa para garantizar que los jóvenes desfavorecidos también se beneficien y tengan un acceso más fácil a los servicios básicos.

*Palabras clave:* Evaluación de impacto, ingresos, Guerrero, beneficiarios.

*Códigos JEL:* C21, I38, D31, H53.

## SOCIAL IMPACT OF “JÓVENES CONSTRUYENDO EL FUTURO” ON THE POPULATION: THE CASE OF GUERRERO

### Abstract

This study evaluated the causal impact of the Jóvenes Construyendo el Futuro (JCF) Program on income and working conditions using Propensity Score Matching among Mexican youth aged 18 to 29, comparing beneficiaries and non-beneficiaries residing in the state of Guerrero for the year 2022. This corresponds to 160,301 beneficiaries and 337,994 non-beneficiaries using the expansion factor, for a total sample of 498,295 observations. The socioeconomic characteristics of the two groups, including access to health care, housing deprivation, educational level and gender, were compared according to propensity score matching (PSM) methodology. The results show that participants experience a significant increase in income, particularly in state transfers and labor income, although the effects vary depending on factors such as food insecurity, housing quality and social security. Analyses showed that those who were already employed and those in housing poverty were less likely to participate. Analyses also showed that women were more likely to participate than men. To maximize the benefits of the initiative more equitably, it is recommended that program targeting be strengthened to ensure that disadvantaged youth also benefit and have easier access to basic services.

*Keywords:* Impact evaluation, income, Guerrero, beneficiaries.

*JEL Codes:* C21, I38, D31, H53.

### 1. Introducción

El objetivo de este estudio fue:

Evaluar el impacto del Programa Jóvenes Construyendo el Futuro en los ingresos de los jóvenes en Guerrero, analizando diferencias según género, ubicación geográfica, inseguridad alimentaria, condición indígena y factores asociados a la participación en el programa.

Mediante el uso de emparejamiento (*Propensity Score Matching*) comparando a beneficiarios y no beneficiarios con la población de Guerrero para el año 2022; para

ello se utilizó la base de información oficial de INEGI, específicamente de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH, 2022).

Las preguntas de investigación que se plantearon fueron: ¿Los jóvenes beneficiarios de JCF en Guerrero en 2022 experimentaron un aumento significativo en sus ingresos, comparados con los no beneficiarios? ¿Qué factores influyen en la probabilidad de participar en JCF? ¿Qué factores actúan como barreras para que jóvenes elegibles en Guerrero accedan a JCF? ¿JCF reduce las brechas de ingresos y condiciones laborales entre grupos vulnerables (mujeres, población rural, indígenas) en Guerrero? En este contexto, se establecieron las siguientes hipótesis:

- **H1:** Existen diferencias en ingresos y/o condiciones laborales entre participantes y no participantes del Programa.
- **H2:** El impacto del Programa JCF en los ingresos varía según género, área de residencia (urbana/rural), inseguridad alimentaria y condición de hablante de lengua indígena.
- **H3:** La probabilidad de participar en el Programa JCF está asociada a factores como género, inseguridad alimentaria, condición de hablante de lengua indígena y pertenencia a la Población Económicamente Activa.

El Programa Jóvenes Construyendo el Futuro (JCF) es un Programa Federal “[...] que une la experiencia de los centros de trabajo con la energía de los jóvenes para impulsar las oportunidades laborales en el país y, con ello, contribuir en la economía de los beneficiarios y sus familias” (Presidencia de la República de México, 2025). Además, el programa se posiciona como una estrategia clave para el desarrollo de las capacidades de los jóvenes de 18 a 29 años, especialmente en sectores muy vulnerables. Su principal objetivo es ofrecer oportunidades de formación y empleo a los jóvenes que, por diversas razones, aún no se han incorporado plenamente al mercado laboral. Para medir el verdadero impacto de esta iniciativa, se requieren métodos rigurosos que permitan cuantificar las repercusiones en el bienestar económico y social de los beneficiarios.

Para el análisis comparado se seleccionó al Estado de Guerrero porque participa intensamente en el programa Jóvenes Construyendo el Futuro, considerando la necesidad y la urgencia de cerrar brechas estructurales que mantienen a sus habitantes en situación de vulnerabilidad. La entidad ocupó el puesto 32 en el Índice de Progreso Social (2024), con un 57.24% de la población en situación de pobreza laboral, y el segundo en 2025. Además, el 77.47% de la población activa del estado está empleada sin prestaciones ni vínculos reconocidos (México cómo vamos, 2022).

Guerrero, es un estado de la República mexicana que ha estado marcado por un prolongado rezago económico y social —reflejado en elevados índices de pobreza y rezago social, limitado acceso a servicios básicos en las mayorías de sus municipios y localidades, altos niveles de emigración, alta informalidad laboral y bajos niveles educativos— (Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social [CONEVAL], 2020). Además, la entidad ha concentrado históricamente una importante cantidad de recursos como parte de los esfuerzos de los programas sociales federales.

Al comparar los resultados entre jóvenes de Guerrero y de otras entidades, es posible identificar si el impacto de estas intervenciones sociales gubernamentales varía territorialmente y, en consecuencia, si realmente contribuyen a compensar las desigualdades regionales entre su población. De confirmarse diferencias significativas, se abriría la oportunidad para que los hacedores del diseño e implementación de políticas públicas y estrategias focalizadas o diferenciales optimicen la efectividad del programa en los territorios con rezagos más profundos.

La base teórica se extrae de los estudios de Chen et al. (2009); Jalan & Ravallion (2003); Rosenbaum & Rubin (1983; 1984). Este método compara el grupo «tratado» (beneficiarios de la JCF) con el grupo «no tratado» (adultos jóvenes sin apoyo, residentes de Guerrero) después de controlar las características observables que pueden sesgar los resultados. Esto se estimó en función de la variable de confusión (X). A continuación, se emparejaron los dos grupos de sujetos con puntuaciones de propensión similares para contribuir al efecto causal del Programa de separación sobre los resultados pertinentes (ingresos, condiciones de empleo, etc.).

Las técnicas de emparejamiento se utilizan ampliamente en la literatura de evaluación de políticas debido a su capacidad para compensar a los participantes por elecciones no aleatorias (Cameron & Trivedi, 2005; Vargas & Eguiarte, 2017). Además, la restricción de la muestra a individuos con características similares (por ejemplo, privación de vivienda, asistencia escolar, participación en la fuerza laboral, etc.) proporciona un contexto comparativo más robusto para cada individuo en la ENIGH (2022).

En la ENIGH (2022), se dispone de la siguiente información: ingresos monetarios y no monetarios, Población Económicamente Activa (PEA), Población Económicamente Inactiva (PEI), Población Desempleada (condición de POE), seguridad social y vulnerabilidad (por ejemplo, inseguridad alimentaria). La selección de las variables de esta manera permite evaluar el impacto medio del Programa, estimando no sólo el aumento de los ingresos percibidos, sino también los cambios probables en la dinámica de la empleabilidad y el bienestar de los jóvenes.

La relevancia de este análisis radica en la demostración empírica de que Jóvenes Construyendo el Futuro contribuye a mejorar las condiciones de vida de los beneficiarios, tanto en lo económico como en el acceso al mercado laboral. Además, la metodología utilizada ayudará a replicar el estudio en otros estados y con diferentes grupos de población, así como a sentar las bases para mejorar las intervenciones públicas y desarrollar un sistema de evaluación continua. Con ello, se suman estudios de evaluación de impacto social para influir en la toma de decisiones en el ámbito de la política social demostrando la eficacia de los programas dirigidos a jóvenes desfavorecidos a través de un marco metodológico sólido.

## **2. Metodología**

El análisis de impacto se realiza sobre la base de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH, 2022), publicada por el Instituto de Información Estadística y Geografía (INEGI, 2022). Esta base es la principal fuente primaria de datos

para este estudio. Esta encuesta proporciona información detallada sobre los ingresos, gastos y características sociodemográficas de los ciudadanos mexicanos, lo que permite dividir la muestra en grupos étnicos que reciben apoyo de la JCF y los que no. También presenta ingresos de los individuos beneficiados durante los meses de marzo, abril, mayo, junio, julio y agosto, cuyo período representa al levantamiento de la ENIGH (2022). Se analizó el ingreso de los 468 encuestados del Programa. Al aplicar el factor de expansión, esta muestra representa a un total de 160,301 beneficiarios a nivel nacional; de este total, el 59.26% habita en zonas urbanas y el 40.74% en zonas rurales. Asimismo, el 60.9% son mujeres y el 39.81% son hombres.

Para el análisis de impacto se creó una nueva variable de ingresos real, es decir, se deflactaron los ingresos trimestrales de la población general. Del mismo modo, se utilizó información sobre la pobreza y la base de población, y se concatenaron las observaciones para formar una única base de datos. Dado que el proyecto se centra en la población de 18 a 29 años, la información se segmentó en este grupo de edad; además, se excluyeron las observaciones sin información trimestral de ingresos en la disponibilidad laboral actual o pasada, ya que durante el estudio de la muestra sólo se analizaron individuos con condiciones de empleabilidad similares.

Se analizaron 468 encuestados (JCF), que representan, tras aplicar el factor de expansión, a 160,301 beneficiarios a nivel nacional. De este total, Guerrero concentró el 6.53% (10,463 personas), según la residencia reportada. Adicionalmente, en dicha entidad se identificaron 337,994 jóvenes no beneficiarios que cumplían con el rango de edad del programa. Esta población sirvió como línea base clave para la evaluación de impacto.

La información recopilada tiene en cuenta variables como el acceso a la atención sanitaria, las carencias en materia de vivienda, el nivel educativo y el género, lo que permite obtener una imagen completa de la situación socioeconómica de los jóvenes. De ese total, aproximadamente 47.49% correspondieron a mujeres y 52.51% eran hombres. Otro elemento relevante por mencionar es que 86.35% de la muestra no habla lengua indígena, mientras que 13.65% habla al menos una lengua indígena. Es importante destacar que, estos análisis pueden ser replicados posteriormente para la población joven de otros estados de la República Mexicana, principalmente en el sureste de México y la Península de Yucatán.

### *Modelo econométrico Propensity Score Matching (PSM)*

En lo que respecta a los supuestos fundamentales del modelo Propensity Score Matching (PSM), se implementaron estrategias metodológicas destinadas a garantizar la validez de los resultados. Específicamente, se analizó el supuesto de independencia condicional (Rosenbaum & Rubin, 1983b), mediante la inclusión de un amplio conjunto de covariables observables que influyen en dos dimensiones principales: la probabilidad de participación en el Programa Jóvenes Construyendo el Futuro y los resultados laborales esperados, tales como ingresos, nivel educativo, acceso a salud y seguridad social, condiciones de vivienda, entre otros.

En el proceso de verificación del cumplimiento del soporte común, se llevó a cabo la identificación y eliminación de las observaciones cuyos puntajes de propensión se encontraban fuera del rango delimitado por la intersección entre los grupos sujetos a tratamiento y aquellos que no lo recibieron. Este procedimiento se llevó a cabo mediante el análisis de densidad y restricción de extremos, siguiendo las prácticas recomendadas por Becker (2002) y Caliendo & Kopeinig (2008). Además, se implementaron diversos algoritmos de emparejamiento —entre ellos, el de vecinos más cercanos, kernel y *radius matching*— con el propósito de garantizar la robustez de los resultados obtenidos, utilizando el programa Stata®V17.

Se implementaron pruebas de balance *post-matching* mediante regresiones probit simples de la variable de tratamiento sobre el puntaje de propensión, sin encontrar evidencia estadísticamente significativa. Este resultado sugiere que, condicional al puntaje, la asignación al tratamiento es independiente de las covariables, lo cual valida la propiedad de balanceo del PSM. Sin embargo, se reconoce la relevancia de integrar en versiones subsecuentes del estudio evaluaciones complementarias, tales como el análisis de sensibilidad, con el propósito de evaluar la probabilidad de sesgo por variables no observadas.

El Propensity Score Matching Model (PSM) ayuda a evaluar el impacto de programas y proyectos, en este caso, centrándose en los beneficiarios del Programa Jóvenes Construyendo el Futuro y monitorizar el incremento de externalidades positivas, rentas intangibles y beneficios sociales generados hacia los individuos beneficiados, teniendo en cuenta su condición de Población Económicamente Activa (PEA), Población No Activa (PNA) y Población Desocupada (PD).

Hay varios estudios importantes que describen formas de medir el impacto de los programas sociales: Cameron & Trivedi (2005); Chen et al. (2009); Jalan & Ravallion (2003); Rosenbaum & Rubin (1983); Vargas & Eguiarte (2017), entre otros. Rosenbaum & Rubin (1983b, p. 2), señalan en el estudio que realizaron que, “las  $N$  unidades se ven como una muestra aleatoria simple de alguna población”, y la cantidad a estimar es el efecto promedio del tratamiento, definido como:

$$E(r_1) - E(r_0), E(r_1) - E(r_0), \text{ donde } EE(.) \text{ denota expectativa.} \quad (1)$$

Por otra parte, Cerulli (2015, p. 78) citando a Rosenbaum & Rubin (1983; 1984), determinan que “la puntuación de la propensión es la probabilidad condicional de recibir el tratamiento, dadas las variables  $x$  de confusión. Curiosamente, dado que  $D$  es binario”, en este caso, a quienes recibieron el Programa de «Jóvenes Construyendo el Futuro» y manifestaron que pertenecían a la Población Económicamente Activa se les dio el valor de (uno), y quienes respondieron ser beneficiarios clasificados como población económicamente no activa y desocupada recibieron el valor de (cero), en este contexto, se aplica la siguiente igualdad:

$$p(x) = Pr(D = 1|x) = E(D|x) \quad (2)$$

Vargas & Eguiarte (2017, p. 71) indican que “la estimación media de los resultados de un programa se muestra por la ecuación 3, donde  $\pi_i$  es el resultado de las comparaciones de los efectos causales”.

$$\pi_i = E \left[ \frac{Y_i(1)}{T_i} = 1 \right] - \left[ \frac{Y_i(0)}{T_i} = 0 \right] \quad (3)$$

En este caso, la complejidad de determinar el efecto promedio radica en que solo disponemos del escenario objetivo en un momento determinado, por lo que no podemos evaluar al individuo antes y después, siguiendo el método propuesto por Vargas & Eguiarte (2017), al incluir  $x$  variables (componentes) con propiedades observables para la selección.

$$E[Y_i(0) - Y_i(1)] = E[Y_i(0)|T_i = 0, x] - E[Y_i(1)|T_i = 1, x] \quad (4)$$

Vargas & Eguiarte (2017, p. 71) también establecen “la hipótesis de que un individuo o sujeto de estudio tenga la misma probabilidad de ubicarse en cualquiera de los grupos de análisis, definida como independencia condicional”, cuya ecuación se representa como sigue:

$$E[Y_i(0), Y_i(1)|T_i, X] \text{ y } E[Y_i(0)|T_i = 0, x] = E[Y_i(1)|T_i = 1, x] \quad (5)$$

Cerulli (2015, p. 78) indica que “El PSM tiene dos propiedades importantes que dan cuenta de su atractivo: las propiedades de balanceo y de no confusión”.

*Propiedades de balanceo.* Cerulli (2015, p. 78) señala que el “Balance de variables de confusión, dada la puntuación de propensión: si  $p(x)$  es la puntuación de propensión [...] lo que implica que, condicionalmente en  $p(x)$ , el tratamiento y los observables son independientes”, entonces:

$$D \perp x | p(x) \quad (6)$$

Por su parte, Cerulli (2015, p. 72) describe que “para cada probabilidad estimada para los individuos del grupo de tratamiento se tiene una probabilidad semejante en el grupo de control”.

$$E[Y_i(0), Y_i(1)|T_i, X] \text{ y } E[Y_i(0)|T_i = 0, x] = E[Y_i(1)|T_i = 1, x] \quad (7)$$

*Independencia condicional.* De acuerdo con Khandker et al. (2009, p. 55) “La independencia condicional establece que, dado un conjunto de covariables observables  $X$  que no se ven afectadas por el tratamiento, los resultados potenciales  $Y$  son independientes de la asignación del tratamiento  $T$ ”. Por lo tanto, los resultados que representan a participantes  $Y_i^T$   $Y_i^C$  y no participantes  $Y_i^C$   $Y_i^T$  implican independencia condicional:

$$(Y_i^T, Y_i^C) \perp T | x_i \tag{8}$$

De esta manera es posible calcular el impacto promedio del tratamiento. Siguiendo a Vargas & Eguiarte (2017, p. 72) la ecuación 7 “muestra el efecto promedio del tratamiento obtenido por la diferencia entre el resultado promedio del grupo de tratamiento y del grupo de control”.

$$ATE = E\{E[Y(i)1|Ti = 1, p(xi)] - E[Y(i)0|Di = 0, p(xi)|Ti = 1]\} \tag{9}$$

De acuerdo con Abadie et al. (2004, p. 301) el estimador de coincidencia: efecto de tratamiento promedio para la matriz de ponderación tratada con varianza inversa (SAAT) se expresa de la siguiente manera:

$$\hat{V}^{sample,t} = \frac{1}{N_1^2} \sum_{i=1}^N \{W_i - (1 - W_i)K_M(i)\}^2 \hat{\sigma}_{W_i}^2(X_i) \tag{10}$$

*Variable de tratamiento:* Para estimar el impacto se consideró una variable *dummy* donde están los beneficiados de Jóvenes Construyendo el Futuro  $Y_{i(1)}$ , independientemente de la entidad de origen y que manifestaron haber recibido el Programa se les dio el valor de (uno), y aquellos jóvenes que no recibieron el Programa que habitan en el estado de Guerrero recibieron el valor de (cero)  $Y_{i(0)}$ . Con ello, se busca comparar, el nivel de cambio de la población joven en una de las entidades federativas con altos niveles de marginación con relación al conjunto de la población beneficiada.

*Variables explicativas:* Indicadores sociales, económicos y de seguridad social que generan restricciones o controles de respuesta al objetivo de esta investigación, las cuales son las siguientes: acceso a servicios de salud, carencia por calidad y espacios de la vivienda, carencia por acceso a la seguridad social, sexo, hablante de lengua indígena, ingreso corriente total del hogar, ingreso corriente monetario laboral, ingreso corriente total per cápita del hogar, años de educación, población económicamente activa y pedir ayuda para conseguir trabajo, que se muestran a continuación en la Tabla 1.

**Tabla 1**  
*Determinación de variables del modelo base*

Indicador	Valores y descripción
Participación en el Programa JCF. TD	0 No; 1 Sí
Acceso a servicios de salud. Ic_asalud	0 Sin acceso; 1 Con acceso Se considera en situación de carencia por acceso a los servicios de salud a la población que: No se encuentra inscrita al Seguro Popular* o afiliada a alguna institución; por prestación laboral, contratación voluntaria o afiliación de un familiar por parentesco directo a recibir servicios médicos por alguna institución que los preste como: las instituciones de seguridad social (IMSS, ISSSTE federal o estatal, Pemex, Ejército o Marina), los servicios médicos privados, u otra institución médica. (CONEVAL, 2021, p. 18).
Carencia por calidad y espacios de la vivienda. Ic_cv	0 Sin acceso; 1 Con acceso Se considera en situación de carencia por calidad y espacios de la vivienda a las personas que residan en viviendas que presenten, al menos, una de las siguientes características: El material de los pisos de la vivienda es de tierra. El material del techo de la vivienda es de lámina, de cartón o desechos. El material de los muros de la vivienda es de barro o bajareque, de carrizo, bambú o palma, de lámina de cartón, metálica o asbesto, o material de desecho. La razón de personas por cuarto (hacinamiento) es mayor que 2.5 (CONEVAL, 2024).
Carencia por acceso a la seguridad social. Ic_segso	0 Sin acceso; 1 Con acceso Se encuentra en situación de carencia por acceso a la seguridad social a la población que: No disponga de acceso directo a la seguridad social. No cuente con parentesco directo con alguna persona dentro del hogar que tenga acceso directo. No recibe servicios médicos por parte de algún familiar dentro o fuera del hogar, por muerte del asegurado o por contratación propia. No recibe ingreso por parte de un programa de adultos mayores donde el monto sea mayor o igual al valor promedio de la canasta alimentaria rural y urbana. (CONEVAL, 2020).
Sexo. T1	0 Mujer; 1 Hombre
Hablante de lengua indígena. Hli	0 No; 1 Sí
Ingreso corriente total del hogar. Ict	Ingreso corriente total del hogar trimestral 0....., n
Ingreso corriente monetario laboral. Ing_lab	Ingreso corriente monetario laboral 0....., n
Ingreso corriente total per cápita del hogar. Ictpc	Ingreso corriente total per cápita del hogar trimestral 0....., n

INGRESO CORRIENTE MONETARIO. ING_MON	Ingreso corriente total monetario 0...., n Ingresos monetarios del trabajo principal para subordinados; ingresos del trabajo principal provenientes de las cooperativas, sociedades y empresas que funcionan como sociedades; ingresos monetarios del trabajo secundario para subordinados; ingresos del trabajo secundario provenientes de las cooperativas, sociedades y empresas que funcionan como sociedades; ingresos monetarios y no monetarios de otros trabajos realizados trimestralmente; ingresos monetarios y no monetarios de los trabajos realizados trimestralmente; ingresos por renta de la propiedad; ingresos por transferencias; ingresos por trabajo de personas menores de 12 años; ingresos por negocio propio trabajo primario y secundario.
Años de educación. An_edtod	0 ...., n años de educación
Población económicamente activa. Tdpea	PNEA: Población económicamente no activa PEA: Población económicamente activa PEAD: Población económicamente activa desocupada
Pedir ayuda para conseguir trabajo. Redsoc_t	1 Fácil conseguirla; Muy fácil conseguirla, y Ni fácil ni difícil conseguirla (espontánea); 0 Imposible conseguirla y Difícil conseguirla;
Ingresos para determinar empleo. Ing_empleo	Sueldos, salarios o jornal; Sueldos o salarios; Monto recibido en el trabajo secundario; Sueldos o salarios, Total de ingresos; Total de ingresos de trabajos realizados trimestralmente; Por negocios con tipo de actividad industrial; Por negocios con tipo de actividad comercial; Por negocios prestadores de servicios; Por negocios con actividades agrícolas; Por negocios con actividades de cría y explotación de animales; Por negocios con actividades de recolección, reforestación y tala de árboles; Por negocios con actividades de pesca, caza y captura de animales;
Diferencia de ing_mon y ing_empleo Delta_montriempl	Diferencia entre el ingreso monetario (ing_mon) y el ingreso obtenido como empleo (ing_empleo).

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la ENIGH (2022).

### 3. Resultados

#### Análisis descriptivo

La Población Económicamente Activa (PEA) entre los beneficiarios del Programa es de 113,161 individuos que representan el 70.59% de la muestra. Por otra parte, la Población Económicamente No Activa (PNEA) fue de 38,054 individuos de la encuesta y la Población Económicamente Activa Desocupada representó a 8,345 individuos. La suma total de la población del Programa en análisis es de 160,301 personas donde el 20.19% son mujeres y el 39.81% hombres. No obstante, existen diferencias significativas entre la población según la clasificación de seguridad alimentaria, zona urbana y rural, y localidad donde habitan (ver Tabla 2).

**Tabla 2**  
*Características de la población entre 12 y 29 años del Programa y Nacional*

Segmento de población de 12 a 29 años*	JCF Ingreso promedio Programa			JCF Ingreso promedio laboral			Ingreso promedio laboral de la población total nacional		
	PNEA	PEAO	PEAD	PNEA	PEAO	PEAD	PNEA	PEAO	PEAD
Inseguridad Alimentaria*									
Seguridad alimentaria	8,618	10,272	13,753	14,107	16,588	13,860	20,196	23,677	18,178
Inseguridad alimentaria leve	11,670	10,545	6,339	10,437	11,751	6,792	13,874	16,956	12,200
Inseguridad alimentaria moderada	9,485	9,528	8,555	10,855	13,146	8,145	11,808	14,899	11,117
Inseguridad alimentaria severa	8,400	11,538	10,426	9,159	11,819	14,326	10,849	14,597	10,162
Urbano	9,402	9,844	9,776	16,257	15,773	11,074	18,534	22,028	15,579
Rural	10,309	11,247	9,994	6,998	11,564	6,654	11,972	15,044	11,425
100,000 y más hab	21,491	15,577	7,516	9,447	8,309	3,405	20,301	24,116	15,990
15,000 a 99,999 hab	15,304	17,436	18,093	7,479	10,920	14,434	16,633	20,215	13,355
2,500 a 14,999 hab	14,189	14,794	12,055	11,196	10,909	13,890	14,224	17,456	16,068
Menos de 2,500 hab	6,998	11,564	6,654	10,309	11,247	9,994	11,972	15,044	11,425

*Fuente:* Elaboración propia basada en información oficial de la ENIGH (2022).

*Nota 1:* El análisis de JCF se realizó con una Población 160,301 (en todos los análisis se utiliza el factor de expansión).

Los resultados de la población total nacional joven corresponden a 37,746,738 en el país (mismo rango de edad).

La unidad de medida de los ingresos son pesos reales (deflactados) MN 00/100. Base = 100 2Q de 2018.

*Nota 2:* En cuanto a la edad, el Programa está dirigido a personas de 18 a 29 años, pero en la encuesta ENIGH (2022) se presentan edades fuera del intervalo objetivo. El extremo inferior del intervalo fue de 12 años y el extremo superior de 58 años. Lo anterior puede deberse a una confusión de los encuestados.

El análisis de los datos muestra un patrón claro: la participación en el Programa está asociada con un incremento generalizado en el ingreso laboral de los jóvenes, el cual pasó de \$16,994.43 sin el Programa a \$27,033.82 con el Programa. Este efecto positivo se observa en todos los grupos analizados, aunque con magnitudes diferen-

ciadas. Por ejemplo, existe una mayor participación de las mujeres que de los hombres en el Programa, lo que representa 60.19% (96,481) de los participantes. En la Tabla 3 se muestra que el Programa benefició a ambos sexos, pero el sexo masculino tuvo un incremento absoluto mayor en sus ingresos (\$12,992.87) en comparación con el sexo femenino (\$6,917.17). Esta diferencia amplía la brecha de género preexistente en perjuicio del sexo femenino, quienes a pesar de partir de una base más alta, sin el Programa no alcanzan los niveles de ingreso del sexo masculino una vez incorporadas a este.

**Tabla 3**  
*Ingreso laboral por género y por nivel de seguridad alimentaria*

Ingreso laboral por género		
Género	Sin Programa	Con Programa
Femenino	\$19,193.64	\$26,110.81
Masculino	\$15,436.31	\$28,429.18
Ingreso laboral por nivel de seguridad alimentaria		
Nivel de seguridad alimentaria	Sin Programa	Con Programa
Seguridad alimentaria	\$14,964.80	\$27,159.86
Inseguridad leve	\$17,827.50	\$24,468.61
Inseguridad moderada	\$19,199.13	\$32,594.52
Inseguridad severa	\$15,744.21	\$31,254.13

*Fuente:* Elaboración propia basada en ENIGH (2022).

Al analizar los datos de la Tabla 4 se observa una brecha persistente en la participación económica entre mujeres y hombres jóvenes en Guerrero. Aunque se observa una ligera mejora en la participación femenina entre 2022 y 2024, con un aumento de casi tres puntos porcentuales, la desigualdad estructural se mantiene prácticamente sin cambios sustanciales: la diferencia entre hombres y mujeres disminuyó apenas tres puntos en ese periodo. Este estancamiento sugiere que, si bien las mujeres han incrementado marginalmente su inserción en la PEA, los esfuerzos para cerrar la brecha de género en el acceso al trabajo o en la disponibilidad de oportunidades productivas siguen siendo insuficientes. Además, la estabilidad de la participación masculina en torno al 76% indica que el problema no radica en una caída del empleo en general, sino en una inclusión desigual. Esta brecha estructural en la participación económica femenina refuerza la importancia de programas como JCF en la generación de ingresos para mujeres que, de otro modo, estarían fuera del mercado laboral (Mora Martínez, 2020).

**Tabla 4**

*Brecha de participación económica entre mujeres y hombres (PEA, 2022–2024)*

<b>Indicador</b>	<b>Mujeres</b>	<b>Hombres</b>	<b>Diferencia porcentual</b>
PEA 2022	44.0%	76.0%	32
PEA 2023*	46.0%	76.0%	30
PEA 2024**	46.7%	75.7%	29

*Fuente:* Elaboración propia basada en ENIGH (2022).

\* Los datos corresponden al segundo trimestre del año 2023.

\*\* Los datos corresponden a octubre del año 2024.

*Nota:* Los porcentajes representan la proporción por cada 100 personas dentro de la categoría correspondiente.

Con respecto a la seguridad alimentaria, el efecto del Programa fue más marcado en jóvenes con inseguridad alimentaria moderada y severa. Esto sugiere que JCF tiene un potencial redistributivo, al generar mayores incrementos de ingreso entre quienes enfrentan condiciones alimentarias más precarias (Tabla 5).

**Tabla 5**

*Ingreso laboral por nivel de seguridad alimentaria*

<b>Nivel de seguridad alimentaria</b>	<b>Sin Programa</b>	<b>Con Programa</b>
Seguridad alimentaria	\$14,964.80	\$27,159.86
Inseguridad leve	\$17,827.50	\$24,468.61
Inseguridad moderada	\$19,199.13	\$32,594.52
Inseguridad severa	\$15,744.21	\$31,254.13

*Fuente:* Elaboración propia basada en ENIGH (2022).

El análisis de la Tabla 6 muestra que el Programa mejora significativamente los ingresos laborales de los jóvenes, especialmente en zonas urbanas y entre quienes enfrentan mayor inseguridad alimentaria, lo que evidencia su potencial redistributivo y su focalización en poblaciones vulnerables. Sin embargo, los menores beneficios totales en áreas rurales destacan la necesidad de reforzar el componente territorial del Programa para garantizar una inclusión laboral más equitativa.

**Tabla 6**

*Ingreso laboral por área rural - urbana con y sin el programa*

<b>Variable</b>	<b>Rural</b>		<b>Urbana</b>	
	<b>Sin Programa</b>	<b>Con Programa</b>	<b>Sin Programa</b>	<b>Con Programa</b>
Nivel de seguridad alimentaria				
Seguridad alimentaria	20,681.52	23,639.70	12,189.67	28,949.92
Inseguridad leve	19,407.17	24,935.17	16,417.34	24,130.13
Inseguridad moderada	15,164.48	29,175.59	21,322.32	34,922.53
Inseguridad severa	18,648.26	31,437.07	14,231.49	30,712.34

*Fuente:* Elaboración propia basada en ENIGH (2022).

Al analizar por ámbito geográfico, en zonas rurales, el Programa redujo disparidades en los ingresos, aunque las mujeres rurales mostraron un menor aprovechamiento de este en comparación con los hombres. En contraste, en zonas urbanas las mujeres beneficiarias superaron en varios casos a los hombres, lo que indica un efecto más favorable para ellas en este contexto. Las combinaciones de sexo, ámbito y nivel de seguridad alimentaria muestran que los mayores beneficios del Programa se concentraron en hombres rurales con inseguridad leve y moderada, mientras que en las mujeres los resultados fueron más heterogéneos. En algunos casos (por ejemplo, mujeres rurales con inseguridad leve), los ingresos con el Programa fueron incluso menores que sin este, lo cual podría reflejar dinámicas de exclusión o subempleo (Tabla 7).

**Tabla 7**  
*Ingreso laboral por área rural-urbana y por género, con y sin el Programa*

Rural				
	Hombre		Mujer	
Nivel	Sin Programa	Con Programa	Sin Programa	Con Programa
SA*	17,498.63	25,732.77	25,568.85	22,055.16
IL**	17,461.55	24,091.70	22,434.44	25,535.85
IM***	15,616.73	49,762.25	14,122.58	13,600.24
IS****	17,750.00	40,780.47	19,647.02	20,190.31
Urbana				
	Hombre		Mujer	
Nivel	Sin Programa	Con Programa	Sin Programa	Con Programa
SA	9,801.59	30,310.06	14,982.63	28,023.13
IL	14,630.02	23,639.34	18,944.73	24,369.60
IM	20,857.02	16,208.18	21,862.99	42,296.99
IS	13,847.05	28,456.13	14,962.53	32,975.60

*Fuente:* Elaboración propia basada en el modelo de análisis.

*Nota:* \*Seguridad alimentaria, \*\*Inseguridad alimentaria leve, \*\*\*Inseguridad alimentaria moderada, \*\*\*\*Inseguridad alimentaria severa.

Los datos de las tablas 8 y 9 muestran que el Programa JCF tiene un efecto positivo en el ingreso por transferencias, especialmente entre mujeres y personas en zonas urbanas. En casi todas las categorías, los beneficiarios del Programa reportan ingresos mayores que quienes no participaron.

El efecto es más visible en mujeres urbanas y hombres rurales, quienes alcanzan los promedios más altos con el Programa, aunque se mantiene una importante heterogeneidad según el nivel de seguridad alimentaria. En particular, el ingreso tiende a reducirse significativamente en contextos de inseguridad severa, incluso entre beneficiarios. En contraste, sin el Programa, los ingresos son más bajos y presentan menos variación entre categorías, lo que sugiere que el Programa contribuye no solo al aumento, sino también a la diferenciación del ingreso por perfil sociodemográfico. Estos resultados indican que el Programa tiene un impacto relevante, aunque desigual, en el ingreso de la población joven, condicionado por el género, el entorno rural o urbano y el nivel de vulnerabilidad alimentaria.

**Tabla 8**  
*Ingresos por transferencias con el Programa*

Categoría	Seguridad alimentaria	Inseguridad leve	Inseguridad moderada	Inseguridad severa	Promedio total
A	2576	2690	1891	1590	2367
B	3467	2657	2584	1472	2863
C	2890	2414	1989	1775	2417
D	3039	2890	2289	1379	2689
E	6265	5121	3510	3032	5003
F	4855	6454	5070	4912	5391
G	5424	4662	3445	4235	4776
H	6151	5242	6814	2528	5780

*Fuente:* Elaboración propia basada en el modelo de análisis.

*Nota:* A: Ingreso por transferencias (Hombres), B: Ingreso por transferencias (Mujeres), C: Ingreso por transferencias (Medio rural), D: Ingreso por transferencias (Medio urbano), E: Ingreso por transferencias - Hombres (Medio rural), F: Ingreso por transferencias - Hombres (Medio urbano), G: Ingreso por transferencias - Mujeres (Medio rural), H: Ingreso por transferencias - Mujeres (Medio urbano).

Un punto relevante es que 48.18% de las mujeres participantes tienen al menos un hijo, lo que sugiere que las responsabilidades como tener dependientes económicos, podrían influir en su incorporación al Programa. La flexibilidad del JCF, al permitir permanecer en la localidad, sin requerir empleo formal, resulta funcional para mujeres con responsabilidades familiares. Además, las mujeres reciben en promedio mayores transferencias gubernamentales totales que los hombres, lo que podría reflejar una mayor dependencia de apoyos sociales debido a limitaciones en el acceso al empleo formal o a la asunción de labores de cuidado no remuneradas.

**Tabla 9**  
*Ingresos por transferencias sin el Programa*

Categoría	Seguridad alimentaria	Inseguridad leve	Inseguridad moderada	Inseguridad severa	Promedio total
A	2,818.01	2,861.18	2,017.71	1,536.52	2,538.83
B	3,810.40	3,200.99	2,979.53	2,042.94	3,302.73
C	3,303.56	2,887.28	2,120.72	2,164.05	2,806.00
D	3,314.73	3,140.02	2,632.03	1,395.67	2,962.68
E	3,031.50	2,875.93	1,933.90	2,125.15	2,656.01
F	2,701.90	2,847.52	2,077.58	1,125.51	2,455.59
G	3,617.56	2,901.02	2,460.98	2,208.88	2,996.54
H	3,896.69	3,423.19	3,180.88	1,867.37	3,476.06

*Fuente:* Elaboración propia basada en el modelo de análisis.

*Nota:* A: Ingreso por transferencias (Hombres), B: Ingreso por transferencias (Mujeres), C: Ingreso por transferencias (Medio rural), D: Ingreso por transferencias (Medio urbano), E: Ingreso por transferencias - Hombres (Medio rural), F: Ingreso por transferencias - Hombres (Medio urbano), G: Ingreso por transferencias - Mujeres (Medio rural), H: Ingreso por transferencias - Mujeres (Medio urbano).

La condición de hablante de lengua indígena muestra un patrón inverso al esperado: los ingresos de estos jóvenes, en promedio, no mejoran con el Programa e incluso disminuyen en niveles de inseguridad moderada y severa. Esto contrasta con los no hablantes, que presentan mejoras consistentes. El resultado apunta a posibles barreras estructurales que limitan el acceso efectivo o el aprovechamiento del Programa entre la población indígena (Tabla 10).

**Tabla 10**  
*Ingreso laboral dependiendo de si es hablante o no de alguna lengua indígena, por nivel de seguridad alimentaria*

Categoría	*SA	**IL	***IM	****IS
A	13,790.16	17,363.33	17,505.18	17,396.48
B	28,634.23	20,155.97	24,655.55	10,360.81
C	28,056.31	24,792.41	33,431.68	31,456.51
D	18,232.46	21,770.70	10,151.00	14,540.52

*Fuente:* Elaboración propia basada en el modelo de análisis.

\*Seguridad alimentaria, \*\*Inseguridad alimentaria leve, \*\*\*Inseguridad alimentaria moderada, \*\*\*\*Inseguridad alimentaria severa.

*Nota:* A: Ingreso laboral sin Programa (No hablante de lengua indígena).

B: Ingreso laboral sin Programa (Hablante de lengua indígena).

C: Ingreso laboral con Programa (No hablante de lengua indígena).

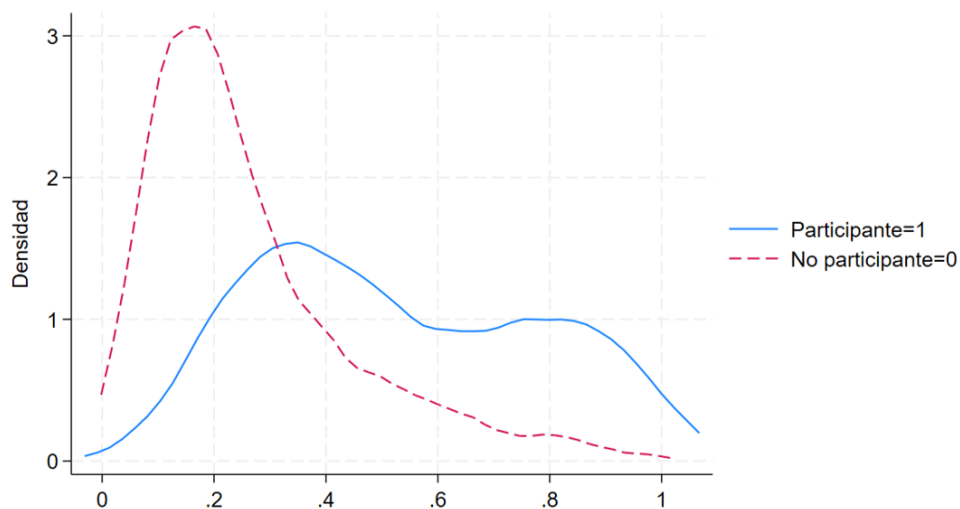
D: Ingreso laboral con Programa (Hablante de lengua indígena).

### Ajuste del modelo de evaluación de impacto

En la Figura 1 se muestra un gráfico de densidad de la probabilidad de recibir tratamiento (puntuación de propensión) para la cohorte tratada (considerando el Programa para toda la población) (participantes = 1) frente a la cohorte no tratada (no participantes = 0). Se muestra el gráfico de densidad de las probabilidades de ser tratado (de los *propensity scores*) para los grupos: los que recibieron el tratamiento, es decir, beneficiarios del Programa considerando diferentes orígenes de trabajo de las entidades federativas (Participante=1) y los que no lo recibieron (No participante=0), aquí se segmentó únicamente para la población joven que habita en Guerrero, considerando que el objetivo está centrado, en este estudio, únicamente para esa entidad federativa.

Además, la tabla muestra que la distribución de las probabilidades de tratamiento se solapa perfectamente entre los dos grupos. Las regiones de intersección indican que, para un determinado rango de probabilidades, tanto el grupo tratado como el no tratado tienen puntuaciones de propensión similares. Sin embargo, la probabilidad de propensión a tratar parece ser mayor en el grupo tratado (azul) que en el no tratado (rojo). Esto es habitual en muchos estudios, ya que el grupo tratado tiende a recibir más tratamiento debido a ciertas características observables. Se presentan formas suaves, dejando a un lado la presencia de picos o sobresaltos, lo cual se considera positivo.

**Figura 1**  
*Probabilidades predichas del modelo*



Fuente: Elaboración propia con datos de la encuesta de evaluación de impacto.

La probabilidad promedio estimada de recibir el tratamiento, calculada a partir del modelo de puntaje de propensión, presenta diferencias sustanciales entre quienes participaron en JCF y quienes no participaron. Para los individuos que participaron

(TD=1), la media del puntaje de propensión fue de 52.66%, con una desviación estándar de 25.12%. En contraste, los individuos que no participaron (TD=0) mostraron una media significativamente menor, de 26.35%, con una desviación estándar de 18.53%. Estos resultados indican que el modelo logra discriminar adecuadamente entre los participantes y no participantes, lo que respalda su utilidad para los procedimientos de emparejamiento o ponderación posteriores.

El PSM se estimó mediante un modelo Probit. En la Tabla 11 se presentan los resultados del ajuste del modelo de evaluación de impacto de acuerdo con las variables utilizadas de análisis. *Descripción de los resultados. Estadísticas generales del modelo:* el número de observaciones sin aplicar el factor de expansión fue de 1,185. El LR chi<sup>2</sup> (11) obtenido fue de 337.09, con un alto nivel de significancia (p <0.000), indicando que este conjunto de variables es suficiente para predecir la variable dependiente. Por su parte, el Pseudo R<sup>2</sup> fue de 0.2178, lo que indica que el modelo explica aproximadamente el 21.78% de la variación de la variable dependiente. Es importante precisar que en los modelos *probit* o *logit* este indicador no es suficientemente interpretativo al analizar la varianza explicada.

**Tabla 11**  
*Regresión probit con efectos marginales*

Log likelihood = -606.72145							Number of obs = 1185	
							LR chi2(11) = 337.09	
							Prob > chi2 = 0.0000	
							Pseudo R2 = 0.2178	
Td	Df/dx	Std. Err.	Z	P>  z	X-bar	[ 95% c.i. ]		
T1*	-0.128	0.031	-4.100	0.000	0.500	-0.188	-0.067	
Ict	0.000	0.000	9.440	0.000	16,929.800	0.000	0.000	
Ing_lab	0.000	0.000	-9.630	0.000	12,995.500	0.000	0.000	
Ictpc	0.000	0.000	-0.360	0.721	4,419.030	0.000	0.000	
Ic_cv*	-0.192	0.036	-4.790	0.000	0.220	-0.262	-0.122	
ic_segsoc*	-0.126	0.048	-2.700	0.007	0.780	-0.219	-0.033	
ic_salud*	-0.056	0.038	-1.480	0.139	0.548	-0.130	0.018	
Tdpea*	-0.386	0.044	-8.230	0.000	0.851	-0.471	-0.300	
Hli*	-0.021	0.047	-0.440	0.657	0.144	-0.114	0.072	
An_edtod	-0.006	0.005	-1.230	0.220	11.198	-0.016	0.004	
Redsoc_t	0.026	0.021	1.280	0.199	2.678	-0.014	0.067	
Obs. P	0.362							
Pred. P	0.344	(at x-bar)						

*Fuente:* Elaboración propia basada en el modelo de PSM.

*Nota:* (\*) dF/dx corresponde al cambio discreto de la variable ficticia de 0 a 1. z y P> |z| corresponden a la prueba de que el coeficiente subyacente es 0.

### *Resultados del PSM*

Los resultados del emparejamiento (PSM) para evaluar el efecto de tratamiento sobre la variable de resultado, se muestran en la Tabla 12, con ello se realiza la comparación de la puntuación de propensión entre las observaciones tratadas con Programa y las no tratadas sin Programa para identificar a las más similares en cuanto a su probabilidad de recibir tratamiento, arroja los siguientes resultados. Tras el emparejamiento, los ingresos promedio fueron de \$5,630.36 en el grupo tratado y de \$5,493.89 en el grupo de control, con una diferencia de \$136.47 y un estadístico t de 0.33, no significativa. Esta diferencia pequeña confirma que los grupos son comparables, pero no debe sustituir al ATET como estimador del impacto real del Programa.

En cuanto a los ingresos por transferencias trimestrales (*ing\_tra*), el efecto promedio del Programa sobre los beneficiarios (ATET) fue de \$3,886.60, con un error estándar de \$278.54 y un estadístico t de 13.95, lo que indica un efecto altamente significativo. Este resultado sugiere que la participación en el Programa se asocia con un aumento sustancial en las transferencias recibidas, en comparación con jóvenes de características similares que no participaron.

Para evaluar cómo el Programa JCF influye en la composición del ingreso de los jóvenes, se analizó una variable construida denominada *delta\_montriEmpl*, que representa la diferencia entre el ingreso monetario total (*ing\_mon*) y el ingreso proveniente del empleo (*ing\_empleo*). Esta variable permite identificar qué parte del ingreso no proviene del trabajo, sino de otras fuentes como transferencias o apoyos.

Antes del emparejamiento, la diferencia promedio de la variable *delta\_montriEmpl*, entre quienes participaron en el Programa (grupo tratado) y quienes no (grupo de control), fue de \$7,468.60, con un estadístico t de 6.14, lo que indica una brecha importante y estadísticamente significativa entre los dos grupos desde el inicio. Sin embargo, tras aplicar el emparejamiento para controlar por diferencias estructurales entre los grupos, el efecto promedio del tratamiento sobre los tratados (ATET) fue de \$4,518.80, con un *t-stat* de 2.91, también estadísticamente significativo. Esto sugiere que, aun después de controlar por características observables, el Programa está asociado con un incremento en los ingresos no laborales en los jóvenes beneficiarios. Aunque el efecto es más moderado que antes del emparejamiento, sigue siendo estadísticamente significativo, lo que refuerza la hipótesis de que existen diferencias en ingresos y/o condiciones laborales entre participantes y no participantes del Programa; esto se identifica, principalmente, a través de transferencias distintas al salario, lo que se alinea con su objetivo de apoyar económicamente a quienes están fuera del mercado laboral formal.

En cuanto a los ingresos por transferencias trimestrales (*ing\_tra*), el efecto promedio del Programa sobre los beneficiarios (ATET) fue de \$3,886.60, con un error estándar de \$278.54 y un estadístico t de 13.95, lo que indica un efecto altamente significativo. Este resultado sugiere que la participación en el Programa se asocia con un aumento sustancial en las transferencias recibidas, en comparación con jóvenes de características similares que no participaron.

**Tabla 12**

*Emparejamientos del modelo de impacto con diversas variables comparados por ingresos*

Variable	Muestra	Tratado	Control (Población no tratada de Guerrero)	Diferencia	S.E.*	T-stat
ing_tra	No emparejada	\$ 5,630.36	\$ 1,744.00	\$ 3,886.60	\$ 278.54	13.95
	ATT	\$ 5,630.36	\$ 5,493.89	\$ 136.47	\$ 416.93	0.33
delta_montriEmpl	No emparejada	\$ 8,754.49	\$ 1,285.90	\$ 7,468.60	\$ 1,216.37	6.14
	ATT	\$ 8,754.49	\$ 4,235.70	\$ 4,518.80	\$ 1,552.13	2.91

*Fuente:* Elaboración propia basada en el modelo de PSM.

*Nota:* La Unidad de medida de los ingresos son pesos reales (deflactados) MN 00/100. Base = 100 2Q de 2018.

\* Error estándar.

Mediante Propensity Score Matching (PSM), se estimó el efecto promedio del tratamiento sobre quienes realmente lo recibieron (ATET); es decir, sobre quienes participaron en el Programa. El ingreso laboral trimestral promedio de los jóvenes beneficiarios del Programa aumentó en \$3,818.41 ( $p < 0.01$ ) en comparación con jóvenes de características similares que no participaron en el Programa (grupo de control). El ingreso medio esperado (POMEAN) de los individuos no tratados ( $T_D=0$ ) fue de \$1,775.01 (Tabla 13). Estos resultados son estadísticamente significativos ( $p < 0.000$ ) y sugieren que el Programa contribuyó de manera efectiva a mejorar los ingresos laborales de la población joven atendida, al menos en el corto plazo.

Tras el emparejamiento, los ingresos promedio fueron de \$5,630.36 en el grupo tratado y de \$5,493.89 en el grupo de control, con una diferencia de \$136.47 y un estadístico t de 0.33, no significativa. Esta diferencia pequeña confirma que los grupos son comparables, pero no debe sustituir al ATET como estimador del impacto real del Programa. Para evaluar cómo el Programa JCF influye en la composición del ingreso de los jóvenes, se analizó una variable construida denominada delta\_montriEmpl, que representa la diferencia entre el ingreso monetario total (ing\_mon) y el ingreso proveniente del empleo (ing\_empleo). Esta variable permite identificar qué parte del ingreso no proviene del trabajo, sino de otras fuentes como transferencias o apoyos. Antes del emparejamiento, la diferencia promedio en esta variable entre quienes participaron en el Programa (grupo tratado) y quienes no (grupo de control) fue de \$7,468.60, con un estadístico t de 6.14, lo que indica una brecha importante y estadísticamente significativa entre los dos grupos desde el inicio. Sin embargo, tras aplicar el emparejamiento para controlar por diferencias estructurales entre los grupos, el efecto promedio del tratamiento sobre los tratados (ATET) fue de \$4,518.80, con un *t-stat* de 2.91, también estadísticamente significativo. Esto sugiere que, aun después de controlar por características observables, el Programa está asociado con un incremen-

to en los ingresos no laborales en los jóvenes beneficiarios. Aunque el efecto es más moderado que antes del emparejamiento, sigue siendo estadísticamente significativo, lo que refuerza la hipótesis de que existen diferencias en ingresos y/o condiciones laborales entre participantes y no participantes del Programa; esto se identifica, principalmente, a través de transferencias distintas al salario, lo que se alinea con su objetivo de apoyar económicamente a quienes están fuera del mercado laboral formal.

Con la finalidad de segmentar las variables de análisis incluidas en la Tabla 11, se realizaron los siguientes subconjuntos:

- \$XC1: incluye la variable de acceso a servicios de salud (*ic\_asalud*).
- \$XM1: incluye el sexo (*TI*) y si la persona es hablante de lengua indígena (*hli*).
- \$XT1: considera si pertenece a la población económicamente activa (*tdpe*).
- \$XP1: incluye las carencias por calidad y espacios de la vivienda (*ic\_cv*), carencia por acceso a la seguridad social (*ic\_segsoc*), años de educación (*an\_edTod*) y si pidió ayuda para conseguir trabajo (*redsoc\_t*).
- \$XT2: abarca el ingreso corriente total del hogar (*ict*), ingreso corriente monetario laboral (*ing\_lab*) e ingreso corriente total per cápita del hogar (*ictpc*).

Estos subconjuntos permitieron evaluar de manera diferenciada el efecto del Programa sobre los ingresos por transferencias en función de distintos perfiles de jóvenes en Guerrero. Asimismo, se utilizaron en los análisis presentados en la Tabla 13.

Por otra parte, se presentan los resultados del Análisis del Efecto Medio del Tratamiento sobre los Tratados (*ATET*), el cual estima cuánto cambiaron los ingresos por transferencias (*ing\_tra*) para los individuos que participaron en el Programa ( $DT = 1$ ), en comparación con aquellos que no participaron y que forman parte del grupo de jóvenes en Guerrero ( $DT = 0$ ), después de controlar por las distintas variables (Tabla 13).

*Análisis con el conjunto \$XC1.* Este resultado muestra que el coeficiente para el tratamiento  $TD$  (1 frente a 0) fue de \$3,818.41, lo que indica que, en promedio, los individuos que recibieron tratamiento tuvieron un ingreso por transferencias (*ing\_tra*) \$3,818.41 mayor por trimestre que aquellos que no participaron en el Programa en Guerrero. El ingreso medio esperado de los no tratados ( $TD = 0$ ) fue de \$1,775.01 pesos ( $POmean, 0$ ). Estos resultados fueron estadísticamente significativos ( $p = 0.000$ ).

*Análisis con el conjunto \$XT1.* El coeficiente *ATET* fue de \$3,751.61 pesos, lo que indica que el ingreso medio por transferencias para quienes recibieron tratamiento fue superior al de quienes no lo recibieron. El ingreso medio esperado de los no tratados ( $POmean, 0$ ) mostró un ingreso esperado de \$1,841.81 pesos para los no tratados. El resultado es estadísticamente significativo ( $p = 0.000$ ).

*Análisis con el conjunto \$XM1.* La media del efecto del tratamiento para los que participaron en el Programa fue de \$3,803.75 pesos, lo que indica que tuvieron ingresos mayores que los no tratados. El  $POmean(0)$  fue de \$1,789.67 pesos. El resultado es altamente significativo ( $p = 0.000$ ).

*Análisis con el conjunto \$XT2.* El coeficiente alcanzó solo \$878.55 pesos, lo que sugiere que los beneficiarios del Programa tuvieron un ingreso mayor que los no tratados, pero el efecto fue considerablemente menor que en los análisis anteriores. Por su

parte, el pomean (0) mostró que el ingreso medio de los no tratados fue de \$4,714.87 pesos. El efecto sigue siendo positivo y significativo, pero el coeficiente más bajo podría indicar que las variables relacionadas con la estructura familiar, el trabajo y el ingreso per cápita incluidas en \$XT2 modifican sustancialmente la relación entre el tratamiento y el resultado.

Mediante Propensity Score Matching (PSM), se estimó el efecto promedio del tratamiento sobre quienes realmente lo recibieron (ATET); es decir, sobre quienes participaron en el Programa. El ingreso laboral trimestral promedio de los jóvenes beneficiarios del Programa aumentó en \$3,818.41 ( $p < 0.01$ ) en comparación con jóvenes de características similares que no participaron en el Programa (grupo de control). El ingreso medio esperado (pomean) de los individuos no tratados (TD=0) fue de \$1,775.01 (Tabla 13). Estos resultados son estadísticamente significativos ( $p < 0.000$ ) y sugiere que el Programa contribuyó de manera efectiva a mejorar los ingresos laborales de la población joven atendida, al menos en el corto plazo.

**Tabla 13**  
*Regresión probit con efectos marginales comparando ingresos*

ATET					ATET				
	P>  z	[95% conf. interval]				P>  z	[95% conf. interval]		
(ing_tra \$XC1)					(ing_tra \$XM1)				
TD (1 vs 0)	3,818.41	0.00	3,205.71	4,431.12	TD (1 vs 0)	3,803.75	0.00	3,188.15	4,419.34
std. err.	312.61				std. err.	119.81			
Pomean	1,775.01	0.00	1,547.18	2,002.84	Pomean	1,789.67	0.00	1,554.85	2,024.49
std. err.	116.24				std. err.	119.81			
(ing_tra \$XT1)					(ing_tra \$XT2)				
TD (1 vs 0)	3,751.61	0.000	3,102.23	4,400.99	TD (1 vs 0)	878.55	0.00	500.16	1,256.93
std. err.	331.32				std. err.	193.06			
pomean	1,841.81	0.000	1,526.98	2,156.64	Pomean	4,714.87	0.00	4,145.37	5,284.38
std. err.	160.63				std. err.	290.57			

Fuente: Elaboración propia basada en el modelo de PSM.

Nota 1: La Unidad de medida de los ingresos son pesos reales (deflactados) MN 00/100. Base = 100 2Q de 2018.

Nota 2: Los conjuntos globalizadores segmentados para el análisis son global \$XC1, \$XM1, \$XT1, \$XP1 y \$XT2.

La variable delta\_montriEmpl, definida como la diferencia entre el ingreso monetario total y el ingreso exclusivamente laboral, fue analizada para estimar el efecto medio del tratamiento sobre los tratados (ATET) en función de los distintos niveles de inseguridad alimentaria (ins\_alifAO), tomando como categoría base la seguridad alimentaria (Tabla 14).

Los resultados de la Tabla 14 muestran que los individuos con inseguridad alimentaria leve presentan, en promedio, \$3,824.37 pesos menos de ingreso no laboral trimestral en comparación con quienes gozan de seguridad alimentaria. Este resultado es estadísticamente significativo al 1% ( $p = 0.003$ ). A pesar del tamaño del error estándar (\$1,294.62), la significancia estadística sugiere que incluso niveles leves de inseguridad alimentaria afectan negativamente los ingresos no laborales.

En el caso de quienes presentan inseguridad alimentaria moderada, la diferencia promedio de ingresos no laborales es de -\$2,637.40 pesos en relación con la población con seguridad alimentaria. Aunque el valor  $p = 0.066$  indica que este resultado no alcanza el umbral del 5%, sí es marginalmente significativo al nivel del 10%, lo cual muestra una tendencia negativa en los ingresos entre quienes enfrentan este nivel de inseguridad alimentaria.

Por su parte, quienes están en la categoría inseguridad alimentaria severa muestran una diferencia promedio de -\$2,719.37 pesos frente a quienes están en seguridad alimentaria. Este coeficiente presenta un valor  $p = 0.051$ , lo que indica que es casi significativo al 5% y refuerza la relación negativa entre condiciones alimentarias precarias y los ingresos no laborales. Por último, la alta significancia estadística ( $p = 0.000$ ) del ingreso medio no laboral trimestral de quienes se encuentran en condiciones de seguridad alimentaria indica que estar en esta categoría tiene una asociación positiva clara y robusta con mayores ingresos no laborales.

**Tabla 14**  
*Regresión probit con efectos marginales comparando seguridad alimentaria*

	Coeficiente	Error estándar Rob	z	P >  z	[95% conf. intervalo]
ATET					
ins_alifAO					
(Inseguridad alimentaria leve vs. Seguridad alimentaria)					
Diferencias de ingresos	-3,824.370	1,294.622	-2.950	0.003	-6,361.782 -1,286.958
(Inseguridad alimentaria moderada vs. Seguridad alimentaria)					
Diferencias de ingresos	-2,637.399	1,433.249	-1.840	0.066	-5,446.515 171.718
(Inseguridad alimentaria severa vs. con Seguridad alimentaria)					
Diferencias de ingresos	-2,719.369	1,396.401	-1.950	0.051	-5,456.264 17.526
POMean					
Seguridad alimentaria					
Diferencias de ingresos	5,505.511	1,055.104	5.220	0.000	3,437.544 7,573.477

*Fuente:* Elaboración propia basada en el modelo de PSM.

*Nota:* La Unidad de medida de los ingresos son pesos reales (deflactados) MN 00/100. Base = 100 2Q de 2018.

### *Interpretación del modelo Probit*

Los efectos marginales de las variables independientes sobre la variable dependiente se deben considerar para determinar el efecto de cada una de estas sobre la probabilidad de participar en JCF (Valdivia-Alcalá et al., 2012). Las variables que más influyen en la probabilidad de participar en JCF son: Género (T1\*), ingreso del hogar (Ict), ingreso laboral (Ing\_lab), la carencia por calidad y espacios de la vivienda (Ic\_cv), la carencia por acceso a la seguridad social (ic\_segroc\*) y la variable pertenecer a la PEA (Tdpea\*). Estas fueron significativas a un nivel de significancia de 1%.

El coeficiente de ict (ingreso corriente total del hogar) es cercano a cero, lo cual sugiere que un aumento unitario en el ingreso del hogar apenas cambia la probabilidad de participar en el Programa; sin embargo, el p-valor es significativo ( $p = 0.000$ ), lo que indica que, estadísticamente, sí hay una relación entre el ingreso y la participación en el Programa. El modelo detecta un efecto, pero es muy pequeño por unidad.

Respecto al ingreso laboral (ing\_lab) el coeficiente es cercano a cero, pero significativo ( $p = 0.000$ ), lo que sugiere que los cambios en los ingresos (ing\_lab) tienen un efecto sobre la probabilidad de que se produzca el evento, pero, al igual que en la variable anterior, el efecto es pequeño por unidad.

Mediante el modelo probit se identificó que las mujeres presentaron 12.8% mayor probabilidad de participar en el Programa que los hombres ( $p < 0.001$ ), esto con base en el coeficiente marginal de -0.128, en el que T1 = 1 significa sexo masculino, 0 sexo femenino.

Con respecto a la condición laboral, la Población Económicamente Activa (PEA) tuvo 38.6% menor probabilidad de participar en el Programa ( $p < 0.000$ ), lo que sugiere que quienes están empleados tienen menor probabilidad de ser parte de JCF.

Aunque el número de años de escolaridad no fue significativo de forma lineal, se observó que la mayor participación se concentró entre jóvenes con 10 a 12 años de estudios, lo cual sugiere una posible relación no lineal que podría explorarse más a fondo.

Acceso a salud: No fue un predictor significativo ( $p = 0.139$ ).

En conjunto, estos resultados indican que el perfil del participante promedio es mujer, fuera de la PEA, con educación media superior incompleta y sin necesidad urgente de servicios de salud formales.

El análisis mostró que la inseguridad alimentaria, las condiciones precarias de vivienda y la falta de seguridad social reducen significativamente la probabilidad de participación, contradiciendo el supuesto de priorización de poblaciones vulnerables:

Cada carencia adicional en vivienda (como hacinamiento o materiales precarios) disminuyó la participación en 9.3 puntos porcentuales ( $\beta = -0.093$ ;  $p < 0.01$ ).

La falta de seguridad social también mostró una reducción significativa de 12.6% en la probabilidad de participar ( $p = 0.007$ ), aunque no fue significativa en todos los modelos.

Esto sugiere que las condiciones estructurales de pobreza actúan como barreras de entrada, lo cual representa una paradoja en un programa orientado a combatir desigualdades.

#### **4. Discusión**

Los resultados en el estado de Guerrero revelan un patrón crítico en la articulación entre programas sociales y desigualdades interseccionales: aunque el programa *Jóvenes Construyendo el Futuro* (JCF) muestra una participación mayoritaria de mujeres (60.19% —48.18% con hijos—), su diseño flexible (sin requisitos de empleo formal o movilidad) actúa como paliativo a su exclusión del mercado laboral (solo 46% de participación económica femenina vs. 75% masculina). Sin embargo, los datos sobre transferencias monetarias —provenientes de múltiples programas sociales, no del JCF— exponen dos problemas estructurales: 1) Focalización ineficiente, donde mujeres en inseguridad alimentaria severa reciben menos apoyo que aquellas con mayor seguridad; y 2) Brechas territoriales, con montos menores en zonas rurales para mujeres (vs. hombres rurales que superan a urbanos).

La discusión sobre la efectividad del programa *Jóvenes Construyendo el Futuro* (JCF) en Guerrero debe enmarcarse en las teorías de desigualdad estructural y políticas redistributivas. Desde la perspectiva de la *heterogeneidad estructural* (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL], 2016), las brechas de género, ruralidad e indígenas se explican por la segmentación histórica del mercado laboral, la división sexual del trabajo y la exclusión de grupos marginados de los circuitos formales de empleo. En este contexto, los programas sociales como JCF buscan mitigar estas desigualdades mediante transferencias monetarias y capacitación, pero su impacto real depende de su capacidad para abordar las causas profundas de la vulnerabilidad.

El caso de Guerrero ejemplifica así la paradoja ya identificada por Czytajlo (2017), en el Sistema Metropolitano de Tucumán (SiMeT), quien menciona que las políticas públicas, incluso aquellas con componentes redistributivos, pueden reforzar desigualdades al ignorar las cargas de cuidado (género), la segregación espacial (territorio) y la superposición de vulnerabilidades (pobreza).

En síntesis, la desigualdad que se produce y reproduce a partir de la estructura productiva, desborda ese ámbito, se extiende a los ámbitos laboral y social y se entrelaza con las relaciones de género, las relaciones étnicas y raciales y las relaciones a lo largo del ciclo de vida, y llega incluso a definir, en gran medida, el patrón de desarrollo territorial (Bárcena Ibarra y Prado, 2016).

#### **5. Conclusiones y recomendaciones**

El presente estudio muestra que el Programa *Jóvenes Construyendo el Futuro* (JCF) tiene un impacto positivo y significativo en los ingresos laborales y no laborales de los jóvenes beneficiarios en el estado de Guerrero, validando así la hipótesis principal del trabajo. En promedio, los jóvenes que participan en el Programa reciben ingresos trimestrales superiores en más de \$3,800 pesos en comparación con sus contrapartes no beneficiarios, lo que refleja la efectividad del Programa como una herramienta de transferencia económica y mejora de condiciones laborales en el corto plazo.

Sin embargo, los resultados también evidencian importantes diferencias en el impacto del programa según características individuales, lo cual responde a las preguntas de investigación sobre quiénes se benefician más y qué factores influyen en la participación. En particular, se identificaron los siguientes hallazgos clave:

El impacto es mayor en jóvenes hombres y en zonas urbanas, lo que refuerza desigualdades estructurales de género y territorio. Si bien las mujeres participan más en el Programa (60% de las beneficiarias), los incrementos en sus ingresos son menores que los observados en hombres, ampliando la brecha de género en términos de ingresos.

Los jóvenes con inseguridad alimentaria moderada o severa también experimentan incrementos de ingresos al participar en el programa, pero estos son menores en magnitud que los de jóvenes en condiciones de seguridad alimentaria, lo que sugiere que el programa no logra revertir completamente las desigualdades derivadas de la precariedad alimentaria.

La condición de hablante de lengua indígena no solo reduce la probabilidad de participación en el programa, sino que también limita los beneficios obtenidos, reflejando barreras estructurales de acceso y un posible sesgo en la implementación territorial del Programa.

La pertenencia a la Población Económicamente Activa (PEA) se asocia con una menor probabilidad de participación. La menor probabilidad de participación entre los jóvenes pertenecientes a la PEA es coherente con el diseño del programa, que prioriza a jóvenes desempleados. Sin embargo, dado que en Guerrero más del 77% de la PEA está ocupada en empleos sin prestaciones ni vínculos formales, es razonable inferir que muchos jóvenes con empleos informales quedan excluidos del acceso al programa, a pesar de estar en condiciones de vulnerabilidad laboral.

Los ingresos por transferencias no laborales (apoyos y otros subsidios) representan una proporción significativa del incremento total en ingresos, lo que indica que el programa actúa más como una política de apoyo económico que como un mecanismo efectivo de inserción en el mercado laboral formal.

En conjunto, estos hallazgos confirman que el Programa JCF contribuye a mejorar los ingresos de los jóvenes en Guerrero, pero no elimina las desigualdades estructurales por género, ubicación geográfica, nivel de inseguridad alimentaria o condición de hablante de lengua indígena. Además, el efecto del Programa es más evidente en el corto plazo, a través de transferencias, mientras que su impacto en la empleabilidad formal y sostenida aún es limitado.

Se sugiere establecer una vinculación sobre la focalización con el hallazgo de heterogeneidad derivada de la inseguridad alimentaria y las condiciones de vivienda. En el presente estudio se ha observado que el  $\Delta$  sobre la diferencia entre el ingreso monetario ( $ing\_mon$ ) y el ingreso obtenido como empleo ( $ing\_empleo$ ), es decir,  $\Delta_{montriEmpl}$  fue significativamente menor ( $-\$3,824$ ) para jóvenes con inseguridad alimentaria leve y disminuye aún más para niveles moderados y severos. En consecuencia, se recomienda la incorporación explícita de un umbral de «inseguridad alimentaria» como criterio de elegibilidad adicional. Esta hipótesis se puede poner a prueba mediante la aplicación de un cuestionario breve al ingreso, basado en los

módulos de la ENIGH (2022) sobre *ic\_alifAO*, que permita asignar prioridad a aquellos sujetos que obtengan puntajes de vulnerabilidad por encima, por ejemplo, del percentil 75. De esta manera, el Programa garantizará que el subsidio y la formación técnica se proporcionen a los jóvenes con peor seguridad alimentaria y, en consecuencia, con una mayor brecha salarial potencial.

De acuerdo con los resultados se puede aprovechar la evidencia de que la carencia por calidad de vivienda (*ic\_cv*) y el acceso a seguridad social (*ic\_segSOC*) reducen en 19.2% y 12.6% la probabilidad de participar, respectivamente. Se recomienda integrar un índice compuesto de “vulnerabilidad sociohabitacional” —que combine *ic\_cv*, *ic\_segSOC* y el dato de PEA desocupada— como filtro previo en la plataforma del Servicio Nacional de Empleo. Operativamente, se podría añadir una sección de validación en la inscripción en línea donde, con base en respuestas sencillas (por ejemplo: “¿Cuenta su hogar con servicios básicos y espacio adecuado?”), se obtenga un puntaje automatizado y se active una ruta preferencial de asignación para quienes superen un umbral predefinido, de tal manera que se mejore la focalización de la distribución y apoyos del programa en los jóvenes. De esta manera, las recomendaciones dejarían de ser genéricas y se traducen en pasos precisos para afinar el diseño y lograr que el Programa JCF maximice su impacto donde más se necesita de la población joven con mayores necesidades.

Por otra parte, se requiere incluir instrumentos para identificar y segmentar a los beneficiarios en la base de determinación sobre la seguridad alimentaria como criterio de elegibilidad, lo anterior sería una alternativa de focalización del programa. Dado que la inseguridad alimentaria está asociada a bajos niveles de ingresos, incluir la seguridad alimentaria como criterio adicional de elegibilidad garantizaría que el programa llegue a los jóvenes que más lo necesitan, aumentando así su eficacia. Asimismo, se recomienda incluir más educación técnica especializada y formación profesional para mejorar el impacto del programa sobre el empleo y los ingresos laborales. Esto permitirá a los jóvenes encontrar mejores empleos a largo plazo al tiempo que reciben una ayuda económica inmediata.

Por tanto, se recomienda fortalecer la focalización del programa, asegurando un acceso más equitativo para mujeres, jóvenes indígenas y habitantes de zonas rurales; mejorar los mecanismos de vinculación laboral para garantizar una transición real al empleo formal; e integrar estrategias complementarias que atiendan las barreras estructurales que enfrentan los jóvenes más vulnerables, como la falta de servicios básicos, la informalidad laboral y la exclusión social.

Finalmente, este estudio contribuye a la literatura al demostrar, con un enfoque de evaluación de impacto robusto (PSM), que programas como JCF tienen efectos positivos, pero limitados por condiciones estructurales preexistentes. Se requieren políticas públicas más integrales y sensibles a las desigualdades territoriales y de género para cerrar verdaderamente las brechas de oportunidad para la juventud en México.

## 6. Referencias

- Abadie, A., Drukker, D., Herr, J. L., & Imbens, G. W. (2004). Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata. *The stata journal*, 4(3), 290-311.
- Bárcena Ibarra, A. y Prado, A. (2016). *El imperativo de la igualdad: Por un desarrollo sostenible en América Latina y el Caribe* (Siglo Veintiuno Editores Argentina S.A.). Naciones Unidas Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL]. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/40120-imperativo-la-igualdad-un-desarrollo-sostenible-america-latina-caribe>
- Becker, S. O. (2002). Estimation of average treatment effects based on propensity score. *Stata J.*, 2, 358-377.
- Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of economic surveys*, 22(1), 31-72.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and applications*. Cambridge University Press.
- Cerulli, G. (2015). Econometric evaluation of socio-economic programs. *Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics Series*, 49.
- Chen, S., Mu, R., & Ravallion, M. (2009). Are there lasting impacts of aid to poor areas? *Journal of public economics*, 93(3-4), 512-528.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL]. (2016). *La matriz de la desigualdad social en América Latina*. [https://www.cepal.org/sites/default/files/events/files/matriz\\_de\\_la\\_desigualdad.pdf](https://www.cepal.org/sites/default/files/events/files/matriz_de_la_desigualdad.pdf)
- Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social [CONEVAL]. (2020). *Carencia por acceso a la seguridad social*. [https://www.coneval.org.mx/EvaluacionDS/PP/CEIPP/IEPSM/Documents/Consideraciones2020\\_Fichas/Carencia\\_por\\_acceso\\_a\\_la\\_seguridad\\_social\\_2020.pdf](https://www.coneval.org.mx/EvaluacionDS/PP/CEIPP/IEPSM/Documents/Consideraciones2020_Fichas/Carencia_por_acceso_a_la_seguridad_social_2020.pdf)
- Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social [CONEVAL]. (2021). *Nota técnica sobre la carencia por acceso a los servicios de salud 2018-2020*. [https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Documents/MMP\\_2018\\_2020/Notas\\_pobreza\\_2020/Nota\\_tecnica\\_sobre\\_la\\_carencia\\_por\\_acceso\\_a\\_los\\_servicios\\_de\\_salud\\_2018\\_2020.pdf](https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Documents/MMP_2018_2020/Notas_pobreza_2020/Nota_tecnica_sobre_la_carencia_por_acceso_a_los_servicios_de_salud_2018_2020.pdf)
- Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social [CONEVAL]. (2024). *Medición de la pobreza. Calidad y espacios de la vivienda*. <https://www.coneval.org.mx/Medicion/Paginas/Medici%C3%B3n/Calidad-y-espacios-en-la-vivienda.aspx>
- Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social [CONEVAL]. (2020). *Informes de pobreza y evaluación de las entidades federativas 2020*. Guerrero. Informe Guerrero.
- Czytajlo, N. P. (2017). Desigualdades socio-territoriales y de género en espacios metropolitanos. El sistema metropolitano de Tucumán (2001-2010). *Bitácora Urbano Territorial*, 27(3), 121-134. <https://www.redalyc.org/journal/748/74853485013/html/>
- Instituto de Información Estadística y Geografía. (2022). *Estadísticas de los pueblos indígenas*. [https://www.inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/aproposito/2022/EAP\\_PueblosInd22.pdf](https://www.inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/aproposito/2022/EAP_PueblosInd22.pdf)

- Jalan, J., & Ravallion, M. (2003a). Estimating the benefit incidence of an antipoverty program by propensity-score matching. *Journal of Business & Economic Statistics*, 21(1), 19-30.
- Jalan, J., & Ravallion, M. (2003b). Estimating the benefit incidence of an antipoverty program by propensity-score matching. *Journal of Business & Economic Statistics*, 21(1), 19-30.
- Khandker, S., Koolwal, G. B., & Samad, H. (2009). *Handbook on impact evaluation: Quantitative methods and practices*. The World Bank.
- México cómo vamos. (2022, 8 de mayo). *Ficha estatal: Guerrero*. <https://mexicocomovamos.mx/fichas-por-estado/guerrero/>
- Mora Martínez, A. (2020, 13 de abril). *Economía del cuidado: Un trabajo invisibilizado en México*. <https://www.sitios.scjn.gob.mx/cec/blog-cec/economia-del-cuidado-un-trabajo-invisibilizado-en-mexico>
- Presidencia de la República de México. (2025, 21 de enero). *Jóvenes Construyendo el Futuro*. Jóvenes Construyendo el Futuro. <https://jovenesconstruyendoelfuturo.stps.gob.mx/>
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983a). Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 45(2), 212-218. <https://www.jstor.org/stable/2345524>
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983b). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55. <https://doi.org/10.2307/2335942>
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1984). Reducing bias in observational studies using subclassification on the propensity score. *Journal of the American statistical Association*, 79(387), 516-524.
- Valdivia-Alcalá, R., Abelino-Torres, G., López-Santiago, M. A. y Zavala-Pineda, M. J. (2012). Valoración económica del reciclaje de desechos urbanos. *Revista Chapingo. Serie ciencias forestales y del ambiente*, 18(3), 435-447. <https://doi.org/doi:10.5154/r.rchsefa.2010.07.044>
- Vargas, J. A. C. y Eguiarte, M. del C. H. (2017). Análisis del impacto del programa Oportunidades en el ingreso autónomo de sus beneficiarios. *Economía Informa*, 406, 62-79. <https://doi.org/10.1016/j.ecin.2017.10.005>