

Comportamiento planificado y acción ambiental: Un enfoque causal para Ecuador

Planned behavior and environmental action:
A causal approach for Ecuador

Pablo Ponce

Universidad Nacional de Loja, Ecuador

pablo.ponce@unl.edu.ec

 <https://orcid.org/0000-0003-2717-0176>

Michelle López

Universidad Nacional de Loja, Ecuador

michelle.lopez@unl.edu.ec

 <https://orcid.org/0000-0003-1202-132X>

Jessica Guamán

Universidad Nacional de Loja, Ecuador

jessica.guaman@unl.edu.ec

 <https://orcid.org/0000-0001-8973-2184>

Danny Granda-Beltrán

Universidad Católica del Norte, Chile

danny.granda@unl.edu.ec

 <https://orcid.org/0000-0002-0434-1115>

Recepción: 07 Agosto 2025

Aprobación: 07 Abril 2026

Publicado: 23 Julio 2026

 *Versión en inglés aquí*

DOI: <https://doi.org/10.25097/rep.n44.2026.06>

Cómo citar/How to cite: Ponce, P., Guamán, J., López, M. y Granda-Beltrán, D. (2026). Comportamiento planificado y acción ambiental: Un enfoque causal para Ecuador. *Revista Economía y Política*, (44), 92-106. <https://doi.org/10.25097/rep.n44.2026.06>

RESUMEN

Este estudio evalúa el efecto causal de la conciencia ambiental sobre la adopción de prácticas proambientales en los hogares ecuatorianos durante el período 2010–2014, utilizando el método de Propensity Score Matching. A partir de microdatos oficiales, se controla el sesgo de autoselección y se aporta evidencia empírica en un contexto latinoamericano donde predominan enfoques correlacionales. Los resultados indican que los hogares con conciencia ambiental presentan una mayor probabilidad de ahorrar agua (6% y 9%), ahorrar energía (5% a 8%) y clasificar residuos (7% a 11%), en comparación con hogares similares sin dicha característica. Estos hallazgos respaldan la Teoría del Comportamiento Planificado, al mostrar que la conciencia ambiental actúa como un mecanismo clave en la transición de la intención a la acción. El estudio aporta evidencia relevante para el diseño de políticas públicas orientadas a fortalecer estrategias de educación y sensibilización ambiental diferenciadas por grupo socioeconómico.

PALABRAS CLAVE: conciencia ambiental, comportamiento proambiental, Propensity Score Matching, evaluación de impacto

ABSTRACT

This study evaluates the causal effect of environmental awareness on the adoption of pro-environmental practices among Ecuadorian households during the period 2010–2014, using the Propensity Score Matching method. Based on official microdata, the analysis controls for self-selection bias and provides empirical evidence in a Latin American context where correlational approaches have predominated. The results indicate that environmentally aware households exhibit a higher probability of saving water (6% to 9%), saving energy (5% to 8%), and sorting waste (7% to 11%) compared to otherwise similar households without this characteristic. These findings support the Theory of Planned Behavior, showing that environmental awareness acts as a key mechanism in the transition from intention to action. The study offers relevant evidence for the design of public policies aimed at strengthening environmental education and awareness strategies differentiated by socioeconomic group.

KEYWORDS: environmental awareness, pro-environmental behavior, propensity score matching, impact evaluation

1. INTRODUCCIÓN

En el contexto del cambio climático global, las acciones de mitigación recaen de manera desigual entre los distintos agentes económicos. La evidencia muestra que las empresas concentran una mayor responsabilidad debido a su escala productiva y a su mayor capacidad económica e institucional para reducir emisiones sobre todo en países desarrollados. Paralelamente, los hogares de los países en desarrollo presentan niveles de consumo y huella de carbono considerablemente inferiores en comparación con los países desarrollados.

Sin embargo, la literatura reciente destaca que las prácticas cotidianas de los hogares constituyen un componente complementario de las políticas climáticas, especialmente en contextos donde las acciones regulatorias sobre el sector productivo enfrentan limitaciones institucionales. En este sentido, comprender los determinantes de la adopción de prácticas proambientales en los hogares resulta relevante no como un sustituto de la acción empresarial, sino como un mecanismo adicional que puede reforzar las estrategias de mitigación y adaptación al cambio climático en economías en desarrollo como Ecuador.

Según el IPCC (2021), es urgente modificar los patrones de consumo actuales si se espera alcanzar los objetivos del Acuerdo de París y limitar el aumento de la temperatura global a 1,5 °C. En países como Ecuador, el 61,5% de los hogares separó al menos un tipo de residuos en 2019, frente al 47,7% en 2017 (INEC, 2020), lo que evidencia un avance en la adopción de prácticas proambientales. Sin embargo, más del 64% de estos hogares termina mezclando los residuos clasificados con la basura común, lo que refleja una brecha entre la intención y la acción ambiental.

Esta desconexión ha sido ampliamente abordada desde la psicología ambiental. En particular, la Teoría del Comportamiento Planificado (TCP) propuesta por Ajzen (1991) postula que el comportamiento proambiental está determinado por la intención, la cual se forma a partir de las actitudes, las normas subjetivas y el control conductual percibido. Diversos estudios han identificado que la conciencia ambiental incide en la propensión a adoptar prácticas proambientales, pero no siempre se traduce en acciones concretas (Bamberg y Möser, 2007; Klöckner, 2013). Esta brecha entre intención y conducta ha sido explicada por factores estructurales y económicos que inhiben la realización de comportamientos ambientalmente responsables, especialmente en contextos de vulnerabilidad socioeconómica (Zen et al., 2022; Carvalho et al., 2021). En países en desarrollo, como Ecuador, la política educativa aún no ha integrado la educación ambiental como un eje fundamental en la formación de los jóvenes (Salazar et al., 2024). Sin embargo, la literatura sugiere

que la educación ambiental es más efectiva cuando se introduce en edades tempranas, ya que los aprendizajes adquiridos durante la niñez y la adolescencia juegan un papel crucial en la formación de los valores y creencias que determinan el comportamiento a largo plazo (Salazar et al., 2024).

A pesar de la creciente literatura sobre los determinantes del comportamiento ambiental, existe una brecha empírica en estudios que aborden el efecto causal de la conciencia ambiental sobre las prácticas proambientales, controlando el sesgo de autoselección y factores no observados. La mayoría de las investigaciones utiliza modelos correlacionales, lo cual limita la inferencia sobre el efecto neto de la conciencia ambiental. En este sentido, diversos autores han señalado que los factores estructurales y situacionales generan sesgos en los análisis correlacionales, impidiendo capturar adecuadamente la complejidad del comportamiento ambiental (Diekmann y Preisendörfer, 2003). Para superar estas limitaciones, este estudio contribuye a la literatura estimando el efecto promedio del tratamiento sobre los tratados (ATET) de la conciencia ambiental sobre las prácticas proambientales de los hogares en Ecuador mediante un modelo cuasiexperimental. Como lo plantean Rosenbaum y Rubin (1983) y Stuart (2010), la metodología de *Propensity Score Matching* (PSM) permite construir un contrafactual robusto que reduce el sesgo de autoselección, comparando hogares que presentan un nivel elevado de conciencia ambiental con hogares similares que no la presentan. De esta manera, se obtiene una estimación más precisa del efecto causal de la conciencia ambiental en la probabilidad de que los hogares ecuatorianos adopten prácticas proambientales durante el periodo 2010–2014.

En este marco, la conciencia ambiental puede entenderse como una representación actitudinal que, en términos de la TCP, activa la intención hacia comportamientos proambientales, tales como el ahorro de agua, de energía o la clasificación de residuos. Esta relación también ha sido sustentada por metaanálisis recientes (Klöckner, 2013; Bamberg y Möser, 2007), los cuales resaltan que la intención, reforzada por normas personales, el control conductual percibido y los valores biosféricos, constituye un predictor robusto del comportamiento ambiental. En Ecuador, a pesar del avance en el marco legal para la protección del medio ambiente, como lo demuestra el reconocimiento de los derechos de la naturaleza en la Constitución de Montecristi en 2008, las políticas de concienciación ambiental en Ecuador han sido insuficientes. Aunque la introducción de estos derechos ha contribuido a enfrentar problemas críticos como la deforestación y la minería ilegal, no se ha prestado la misma atención al impacto que tienen los hábitos diarios de los hogares en la degradación ambiental. Esto es especialmente preocupante, dado que el comportamiento cotidiano, como el uso de plásticos y la gestión de residuos, desempeña un papel importante en la sostenibilidad ambiental (Bamberg y Möser, 2007; Ponce et al., 2019).

Los resultados de este estudio ofrecen evidencia útil para el diseño de políticas que promuevan cambios de comportamiento ambiental desde el hogar. En particular, justifican la inversión en programas de educación ambiental y campañas de concienciación, ya que la conciencia ambiental muestra efectos significativos sobre la adopción de prácticas proambientales. Además, resaltan la necesidad de políticas diferenciadas según condiciones socioeconómicas, reconociendo que el cambio conductual depende tanto de las actitudes como de las oportunidades reales para actuar. Por ello, se recomienda articular acciones interinstitucionales que refuercen la conciencia ambiental y eliminen barreras estructurales al comportamiento sostenible, especialmente en un contexto como el ecuatoriano, donde aún persisten debilidades institucionales para implementar políticas ambientales efectivas.

El artículo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta la revisión de la literatura, con énfasis en los enfoques que explican la adopción de prácticas proambientales desde el comportamiento individual. La sección 3 describe los datos, las variables y la estrategia metodológica, detallando la aplicación del método de PSM para estimar el efecto de la conciencia ambiental. En la sección 4 se discuten los principales resultados empíricos. Finalmente, la sección 5 presenta las conclusiones, implicaciones de política y líneas futuras de investigación.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La aceleración del desarrollo económico ha intensificado las presiones ambientales, lo que ha motivado a un creciente interés académico por comprender los determinantes del comportamiento proambiental. En este contexto, la Teoría del Comportamiento Planificado (TCP) constituye el marco conceptual más sólido para explicar la relación entre actitudes, normas sociales, control conductual percibido e intención de comportamiento (Ajzen, 1991). Estudios confirman que la TCP mantiene una gran capacidad explicativa en el análisis de la acción ambiental, especialmente cuando se adapta a contextos socioeconómicos específicos (La Barbera y Ajzen, 2020).

La literatura muestra que el comportamiento proambiental no depende únicamente de los factores individuales, sino que está condicionado por factores normativos y contextuales. En esta línea, la conciencia ambiental y el control conductual percibido se identifican como determinantes de las prácticas como el reciclaje y ahorro energético (Müller et al., 2021; Wijekoon y Sabri, 2021). Igualmente, la inclusión de normas morales personales y obligaciones éticas fortalece la relación entre intención y acción, ampliando el poder explicativo de la TCP en decisiones ambientales que implican costes a corto plazo (Kumar et al., 2023).

La evidencia empírica destaca a la educación ambiental como un factor determinante en la adopción de conductas sostenibles. Estudios desarrollados en distintos contextos, muestran que mayores niveles educativos se asocian con actitudes más favorables hacia la sostenibilidad, y mayor coherencia entre la intención y la acción ambiental, particularmente en ámbitos como el consumo responsable y mitigación del cambio climático (Suárez-Perales et al., 2021; Situmorang et al., 2023). De igual forma, variables sociodemográficas como la edad y género muestran efectos significativos, siendo las mujeres e individuos de mayor edad quienes tienden a exhibir conductas ambientales más consistentes (Mertens et al., 2021; Szulc-Obłoz y Żurek, 2024).

Estudios que aplican la TCP en diversos contextos reportan resultados consistentes de sus determinantes. La evidencia indica que las actitudes y el control conductual percibido en la explicación de conductas como el reciclaje, el ahorro energético y el consumo sostenible, mientras que, la influencia de las normas sociales tiende a variar según el contexto socioeconómico y cultural (Juliana et al., 2022; Mohamad et al., 2022). Asimismo, en el sector agrícola y la gestión del agua, confirman la utilidad explicativa de la TCP cuando se incorporan restricciones estructurales y factores contextuales (Mahdavi, 2021).

En economías emergentes y contextos latinoamericanos, la evidencia empírica sigue siendo limitada pero creciente. Los estudios disponibles destacan que factores educativos, sociodemográficos y culturales condicionan significativamente la efectividad de los modelos conductuales, lo que refuerza la necesidad de análisis empíricos contextualizados. En particular, la escasez de investigaciones causales aplicadas al contexto ecuatoriano evidencia un vacío relevante en la literatura, al cual el presente estudio busca contribuir.

3. DATOS Y METODOLOGÍA

3.1. Datos

Los datos empleados en la investigación provienen de bases de fuentes oficiales de la Encuesta Nacional de Empleo y Subempleo (ENEMDU) - INEC (2025), la misma que se realiza a nivel de hogar y corresponde al periodo 2010 - 2014 en el Ecuador. Se empleó un conjunto de datos agrupado (pooled data), con las observaciones de cada uno de los años, como se describe en la Tabla A1. De esta fuente se obtiene la información relacionada a las características sociodemográficas y demográficas. Seguidamente, se emplea el Módulo de Información Ambiental de Hogares (MIAH) - INEC (2015), el cual pertenece a la base ENEMDU y presenta información acerca de

las prácticas proambientales y la conciencia ambiental de los hogares. A partir de esta información se construyó la base de datos, para lo cual, se generó un identificador de jefe hogar para vincular las características sociodemográficas, demográficas y ambientales por cada una de las observaciones. Consecutivamente, la variable que mide las prácticas proambientales está definida por el ahorro por el ahorro de agua, ahorro de energía o clasificación de basura. Es decir, cuando un hogar cumple cualquiera de estas tres condiciones, se considera un hogar que realiza prácticas proambientales.

Seguidamente, la conceptualización teórica de la investigación toma como referencia la TCP establecida por Ajzen (1991), la cual menciona que las prácticas proambientales están determinadas por la intención de realizar determinada acción (comportamiento planificado). En consecuencia, siguiendo a estudios previos (Hagger y Hamilton, 2024) en esta investigación se emplea a la variable conciencia ambiental como una variable proxy del comportamiento planificado. Posteriormente, se emplearon un conjunto de covariables para calcular los puntajes de propensión del tratamiento, que más adelante se emplea en la modelación econométrica. Los puntajes de propensión se emplean para realizar comparaciones entre jefes de hogar con y sin conciencia ambiental (tratamiento). Esta particularidad permite realizar comparaciones a través de características observables de los hogares y ajusta el posible sesgo de la estimación del efecto causal del tratamiento. La Tabla 1 presenta una descripción detallada de las variables empleadas en el modelo.

Tabla 1
Descripción de variables empleadas en el modelo

Variable		Abreviatura	Descripción
Variable dependiente	Prácticas proambientales	Ppaa	Se considera que un hogar posee prácticas proambientales cuando al menos cumple una de las tres condiciones: ahorra agua, ahorra energía o clasificación de basura. Ahorro de agua toma el valor de 1 cuando el hogar tiene práctica de ahorro de agua, 0 en caso contrario. Ahorro de energía toma el valor de 1 cuando el hogar práctica de ahorro de energía, 0 en caso contrario. La clasificación de basura toma el valor de 1 cuando se clasifica la basura en el hogar, 0 en caso contrario.
	Conciencia ambiental	Camb	Considera que un hogar tiene conciencia ambiental si ha recibido algún tipo de capacitación o está preocupado en temas ambientales. Toma el valor de 1 cuando el hogar tiene conciencia ambiental, 0 en caso contrario.
Covariables emparejamiento	Log. del ingreso laboral	Lingrl	Logaritmo natural del ingreso laboral del jefe de hogar.
	Rama de actividad	rama	Define la actividad económica en la que se desempeña el jefe de hogar. 1: Agricultura, 2: Manufactura, 3: Servicios.
	Escolaridad	Esc	Número de años de escolaridad del jefe de hogar.
	Edad	edad	Número de años de edad del jefe de hogar.
	Mujer	mujer	Sexo del jefe de hogar. 0 cuando es hombre y 1 cuando es mujer.
	Indígena	indigena	Autodenominación étnica del jefe de hogar. 0 cuando es blanco o mestizo y 1 cuando es Indígena.
	Casado	casado	Estado civil del jefe de hogar. 0 Cuando es soltero o no vive con pareja y 1 cuando está casado.
	Rural	rural	Lugar en el que se sitúa la vivienda del jefe de hogar. 0 Cuando está en la zona urbana y 1 cuando se encuentra en la zona rural.
	Región natural	regn	Indica la región geográfica donde vive el jefe de hogar. 1: Costa, 2: Sierra, 3: Amazonía, 4: Insular.

Nota. Autores (2025)

Previo a estimar el efecto causal de la conciencia ambiental sobre las prácticas proambientales, se aplicó una prueba de diferencia de medias entre hogares con conciencia ambiental (tratados) y hogares sin ella (control). El objetivo fue examinar la distribución de las variables observables en ambos grupos. La Tabla 2 presenta los valores de p asociados a las covariables del modelo de emparejamiento. Los resultados muestran diferencias significativas al 0,01% en la mayoría de

variables, salvo en la condición de mujer. Esto evidencia que la distribución de las covariables difiere de manera sustancial, confirmando un sesgo de selección. Esta situación respalda el uso del PSM, ya que, como señalan Rosenbaum y Rubin (1983), el puntaje de propensión equilibra covariables y reduce sesgos entre grupos tratados y de control.

Tabla 2

Diferencia de medias grupo tratado y de control, por variable conciencia ambiental

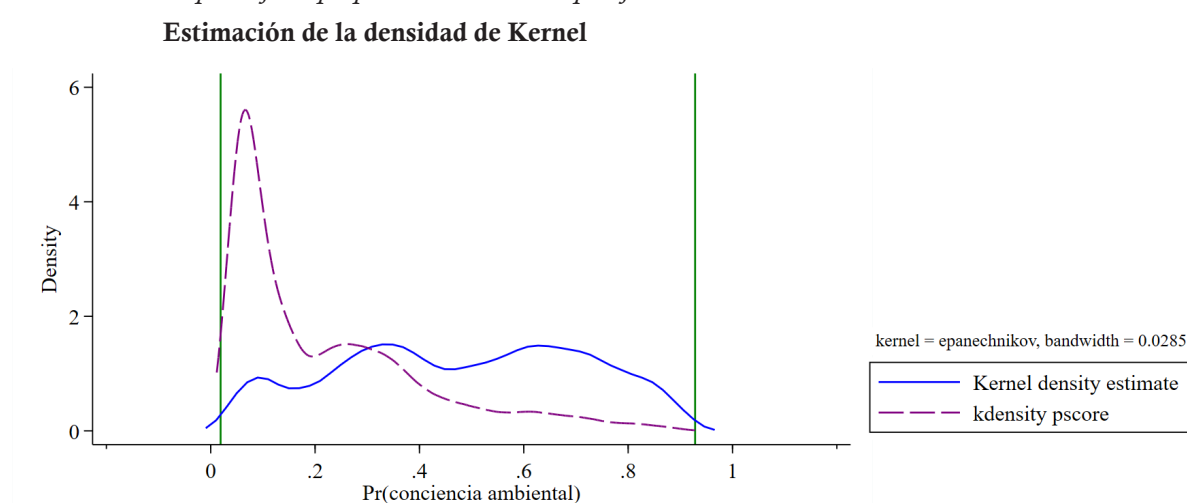
Variables	Diferencia	Valor-p
Logaritmo de los ingresos laborales	-0,1943	0,000
Sector económico	-0,1720	0,000
Educación	-1,5913	0,000
Edad	0,4465	0,000
Mujer	0,0001	0,970
Indígena	0,0301	0,000
Casada/o	-0,0163	0,000
Rural	0,0691	0,000
Región natural	0,0062	0,000

Nota. Autores (2025). Diferencia significativa al nivel de confianza del 0,01%.

Seguidamente, la Figura 1 presenta la distribución del puntaje de propensión para los ambos grupos, tratado (poseen conciencia ambiental) y de control (sin conciencia ambiental). La función de densidad se obtiene a través de un modelo logístico de covariables seleccionadas. La superposición observable entre ambos grupos sugiere la aplicación del método de emparejamiento por puntaje de propensión, especialmente, en el rango 0,1 - 0,85, es decir existen suficientes observaciones comparables entre grupos. Las líneas verticales verdes denotan los límites del soporte común a emplear en el análisis. A nivel metodológico es altamente relevante ya que el supuesto de soporte común es una condición necesaria para la obtención del efecto a través del PSM. Los análisis a realizarse más adelante se enfocan en el área de soporte común, con lo cual se asegura que las estimaciones del efecto del tratamiento se obtienen con unidades comparables y refuerzan la validez del diseño cuasi-experimental aplicado.

Figura 1

Distribución del puntaje de propensión antes de emparejamiento



Nota. Autores (2025). La ilustración presenta la función de densidad estimada del puntaje de propensión para los grupos con conciencia ambiental (línea azul) y sin conciencia ambiental (línea morada).

3.2. Metodología

Para evaluar las prácticas proambientales, se emplea el método PSM, una técnica estadística que estima el efecto causal de un tratamiento o intervención comparando grupos de tratamiento y control similares en características observables. En este sentido, el uso del PSM en la evaluación de prácticas proambientales se justifica ampliamente por su capacidad para abordar el sesgo de selección en estudios observacionales, permitiendo estimar de manera más precisa el efecto causal de dichas prácticas. El método fue presentado por Rosenbaum y Rubin (1983) y se basa en el modelo causal de Rubin (1974) para estudios observacionales. Por lo tanto, el PSM compara variables al evaluar la probabilidad de participar en el tratamiento (T) según las características observadas (X), tal cual como se detalla en la Ecuación 1.

$$P(X) = Pr(T = 1|X) \quad (1)$$

Es así como, se estima el PSM mediante un modelo de regresión logística, calculando la probabilidad de que un hogar adopte prácticas proambientales en función de las variables observables. La Ecuación 2 formaliza el modelo, donde T es la variable dicotómica que indica la adopción de prácticas proambientales, X es el vector de covariables y β son los coeficientes estimados.

$$Pr(T = 1|X) = \text{probit}(X'\beta) \quad (2)$$

Adicionalmente, Rosenbaum y Rubin (1983) señalan que el PSM se basa en dos supuestos que deben cumplirse para la identificación del efecto causal. El primero relacionado a la independencia condicional (CIA), señala que dado un conjunto de covariables observables X_i que no son afectadas por el tratamiento, los resultados potenciales Y_i son netamente independientes de la asignación paréntesis de tratamiento T_i . El cumplimiento de este supuesto garantiza la consistencia del estimador del efecto causal, en la medida en que toda la heterogeneidad relevante que afecta simultáneamente la asignación al tratamiento y el resultado de interés esté capturada por las covariables observables incluidas en el modelo. Esto se plantea en la Ecuación 3, en donde Y_i^T simboliza los tratados y Y_i^C simboliza los no tratados "o control".

$$(Y_i^T, Y_i^C) \perp T_i | X_i \quad (3)$$

El segundo supuesto corresponde al soporte común o condición de superposición. Heckman et al. (1999) afirman que este supuesto garantiza la existencia de contrapartes de comparación cercanas en la distribución de puntajes de propensión, lo que asegura que la estimación del efecto del tratamiento se realice sin recurrir a extrapolaciones fuera del rango de los datos observados. Por lo tanto, el método de PSM es efectivo cuando se tiene una cantidad significativa de observaciones de tratados y de no tratados, que permite encontrar una región común de soporte. Consecuentemente, se evalúa el efecto de la conciencia ambiental comparando hogares tratados y no tratados. Formalmente, el planteamiento del modelo se especifica en la Ecuación 4.

$$ATE = E(\Delta) = E(Y_i^T | X_i, T_i = 1) - E(Y_i^C | X_i, T_i = 0) \quad (4)$$

Donde ATE es el efecto promedio del tratamiento sobre los tratados, Δ captura la diferencia entre los efectos del grupo tratado Y_i^T y el grupo de control sin el tratamiento Y_i^C . Seguidamente, se aplicó la técnica de *exact matching* o *coarsened exact matching* propuesta por Iacus et al. (2012), en donde las covariables se agruparon en intervalos (*coarsening*) para permitir coincidencias exactas dentro

de esas categorías. Esto mejoró el balance entre grupos sin requerir especificaciones paramétricas estrictas, y garantizó que el emparejamiento se realice solo entre unidades comparables. Las covariables se capturan en la función, por lo que el modelo queda conforme con la Ecuación 5.

$$ATE_T = E(Y_i^T | p(X), T_i = 1) - E(Y_i^C | p(X), T_i = 0) \quad (5)$$

Por lo tanto, para la estimación empírica cada hogar tratado i se compara con el hogar j y sus resultados Y_i^C son ponderados por w , como lo indica la Ecuación 6, que corresponde al análogo muestral del ATET definido en las Ecuación 4 y Ecuación 5, ya que lo operacionaliza como un promedio ponderado de las diferencias en los resultados observados entre cada hogar tratado y sus contrapartes emparejadas del grupo de control. Los pesos w_{ij} reflejan el algoritmo de emparejamiento utilizado y permiten construir un contrafactual empírico para los hogares tratados.

Bajo el cumplimiento del CIA y de la condición de soporte común, el emparejamiento garantiza que las unidades de control sean comparables a las tratadas. De este modo, la Ecuación (6) aproxima el valor esperado del resultado potencial no observado en ausencia del tratamiento, posibilitando así la estimación empírica del ATET. Esta metodología ha sido ampliamente utilizada en estudios empíricos de evaluación de impacto basados en datos observacionales, particularmente en el análisis de políticas y comportamientos ambientales, donde la asignación al tratamiento no es aleatoria (Ferraro y Miranda, 2013).

$$ATE_T = \frac{1}{N_T} \sum_{i \in \{T=1\}} \left(Y_i^T \sum_j w_{ij} Y_{ij}^C \right) \quad (6)$$

A pesar de sus ventajas, el método de PSM presenta limitaciones inherentes a su marco de identificación. En particular, la validez causal de las estimaciones depende del cumplimiento del CIA. En esta investigación, dicho supuesto implica asumir que todas las variables relevantes que influyen simultáneamente en la conciencia ambiental y en la adopción de prácticas proambientales están adecuadamente capturadas por las covariables incluidas en el modelo. Si existieran factores no observables que afectan tanto la probabilidad de desarrollar conciencia ambiental como el comportamiento proambiental, el CIA se vería vulnerado y las estimaciones del efecto causal podrían estar sesgadas. En este sentido, los resultados deben interpretarse como estimaciones válidas bajo el supuesto de selección en observables. No obstante, bajo el cumplimiento del CIA y de la condición de soporte común, el emparejamiento basado en el puntaje de propensión es suficiente para identificar el ATET.

4. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

4.1. Perfil de los hogares con conciencia ambiental

Los resultados del modelo probit que se muestran en la Tabla 3 confirman que la conciencia ambiental en los hogares está condicionada por factores económicos, educativos, demográficos y territoriales, y estos resultados coinciden con la evidencia empírica. Especialmente, el ingreso laboral presenta un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la probabilidad de desarrollar conciencia ambiental, lo que coincide con estudios que muestran que mejores condiciones económicas facilitan el acceso a información ambiental, tecnologías limpias, y bienes sostenibles. Sin embargo, el ingreso no garantiza comportamientos proambientales sostenibles por sí solo, requiere del acompañamiento de otros factores como incentivos institucionales, normas sociales y contextos culturales (Powdthavee, 2021; Szulc-Obłoz y Żurek, 2024).

La educación se posiciona como uno de los determinantes más robustos, reforzando el supuesto de que mayores niveles educativos fortalecen el conocimiento ambiental, la percepción de autoeficacia y la coherencia entre intención y acción ambiental. Este resultado coincide con la evidencia obtenida en distintos contextos globales, donde la educación ambiental formal y superior ha demostrado ser un factor imprescindible para promover prácticas sostenidas a nivel doméstico y ciudadano (Suárez-Perales et al., 2021; Situmorang et al., 2023).

Tabla 3

Modelo probit del tratamiento – PPAA

Variables	dy/dx	Robust Std. Err.
Log del ingreso laboral	0,0253***	(0,0019)
Sector económico		
Manufactura	0,0134**	(0,0046)
Servicios	0,0284***	(0,0044)
Escolaridad	0,0103***	(0,0003)
Edad	0,0008***	(0,0001)
Mujer	0,0276***	(0,0050)
Indígena	0,0107**	(0,0039)
Casado	0,0254***	(0,0043)
Rural	-0,0018	(0,0038)
Natural región		
Sierra	0,0529***	(0,0030)
Amazonía	0,0610***	(0,0058)
Insular	0,0776***	(0,0261)
Wald test	0,0000	
Pseudo R ²	0,2261	

Nota. Autores (2025). ***, **, * nivel de significancia al 0.1%, 1%, y 5%.

Por su parte la edad presenta un efecto positivo, coincidiendo con estudios que asocian una mayor preocupación por el legado ambiental y la estabilidad de valores con etapas avanzadas del ciclo de vida (Zhang et al., 2024). Otro factor imprescindible es el género, los resultados indican que los hogares encabezados por mujeres presentan mayor probabilidad de desarrollar conciencia ambiental, en consonancia con la evidencia empírica que documenta una mayor sensibilidad ambiental, preocupación ética y predisposición a conductas sostenibles entre las mujeres. Sin embargo, la literatura reconoce que las diferencias de género pueden verse restringidas por carga doméstica, desigualdades de acceso a recursos (Mertens et al., 2021; Szulc-Obłóza y Żurek, 2024).

La pertenencia étnica indígena muestra un efecto positivo, alineándose con estudios que distinguen como los conocimientos locales e indígenas pueden enriquecer la comprensión de actitudes y prácticas ambientales, proporcionando perspectivas culturales y enfoques conductuales (Gadgil et al., 2021). Por su parte, el estado civil muestra que los hogares encabezados por personas casadas generan mayor conciencia ambiental, explicado por dinámicas familiares, responsabilidades intergeneracionales y socialización que refuerzan hábitos sostenibles (Zhang et al., 2024). Finalmente, se identifican diferencias regionales, en concordancia con estudios que señalan que las condiciones territoriales, la planificación urbana, la infraestructura ambiental y los contextos culturales influyen de manera decisiva en la adopción de comportamientos proambientales. Estos resultados confirman que la conciencia ambiental es un fenómeno multidimensional, condicionado por factores estructurales y socioculturales, lo que enfatiza la importancia de enfoques integrales y territorialmente situados para generar mayor efectividad (Zhang y Song, 2024).

4.2. Análisis del efecto de la conciencia ambiental sobre las prácticas proambientales de los hogares

Luego de identificar las características de los hogares asociadas a la propensión a desarrollar conciencia ambiental, el análisis se centra en evaluar su efecto sobre las prácticas proambientales. Para ello, se aplicaron distintos algoritmos de emparejamiento como se muestra en la Tabla 4, todo esto con el fin de garantizar la consistencia del modelo, comparando hogares con características similares entre el grupo tratado y el de control. El modelo “M1” muestra los resultados del método de vecino más cercano. El modelo “M2” presenta los resultados de emparejamiento caliper con una distancia de propensión de 0,049. Y el modelo “M3” refleja hasta diez hogares del grupo de control para la estimación del efecto. Los tres modelos M1 - M3 fueron estimados con la regla de emparejamiento del vecino más cercano y con soporte común.

Tabla 4

Efecto medio hogares con conciencia ambiental

Variables	M1	M2	M3
	ATET	ATET	ATET
<i>Prácticas proambientales</i>	0,0395*** (0,0031)	0,0392*** (0,0030)	0,0382*** (0,0022)
<i>Tratados</i>	21552	21551	21438
<i>Control</i>	12212	12212	38471

Nota: Autores (2025). *** denota el nivel de significancia al 0.1%. Los errores estándares robustos se reportan en paréntesis. Las estimaciones se realizan a las unidades dentro del área de soporte común. ATET: efecto promedio del tratamiento sobre los tratados.

Los resultados del emparejamiento de la aplicación de un PSM evidencian que los hogares con conciencia ambiental presentan una probabilidad significativamente mayor de adoptar prácticas proambientales, con efectos positivos y consistentes en los tres modelos de emparejamiento aplicados, alcanzando entre 3,82% y 3,95% más probabilidad de adoptar conductas sostenibles frente a hogares comparables sin dicha conciencia. Este hallazgo respalda empíricamente los postulados de la TCP, al confirmar que la conciencia e intención ambiental constituyen predictores centrales del comportamiento efectivo (Ajzen, 1991; Juliana et al., 2022; Mohamad et al., 2022).

La magnitud del efecto estimado es comparable con los resultados de estudios realizados en Asia y en Europa, donde se ha demostrado que la conciencia ambiental incrementa la adopción de prácticas como el reciclaje, ahorro energético y consumo responsable; aunque la efectividad depende de la existencia de incentivos, normas sociales y condiciones estructurales positivas (Powdthavee, 2021; Zhang y Song, 2024). Estos resultados indican que la brecha entre intención y acción puede reducirse mediante políticas públicas que fortalezcan la percepción de control conductual y provisión de beneficios tangibles asociados a las prácticas sostenibles. En el contexto de economías en vías de desarrollo, la evidencia empírica sigue siendo limitada, lo que refuerza la relevancia del presente estudio. La concordancia de los resultados con la evidencia empírica de otras regiones contribuye a reducir ese vacío empírico para el caso ecuatoriano, aportando evidencia sobre la importancia de la conciencia ambiental en la adopción de prácticas proambientales a nivel de los hogares. Finalmente, se evaluó el balance de covariables mediante diferencias estandarizadas de medias y su representación gráfica mediante un gráfico de balance de covariables (Figura B1). Complementariamente, se verificó la condición de soporte común mediante la comparación de las distribuciones del puntaje de propensión entre tratados y controles antes y después del emparejamiento, observándose mayor superposición posterior al emparejamiento (Figura B2).

5. CONCLUSIONES

Este estudio aporta evidencia empírica sobre el efecto causal de la conciencia ambiental en la adopción de prácticas proambientales por parte de los hogares ecuatorianos. Mediante la aplicación del método PSM, se estimaron efectos promedio del tratamiento sobre los tratados que oscilan entre 3,82% y 3,95%, lo que confirma que los hogares con conciencia ambiental presentan una mayor probabilidad de realizar prácticas sostenibles en comparación con hogares con características observables similares. Estos resultados respaldan la TCP, al evidenciar que la intención, medida a través de la conciencia ambiental, se traduce en acciones concretas en el ámbito doméstico.

Desde una perspectiva de política pública, los resultados sugieren que el fortalecimiento de la conciencia ambiental constituye un instrumento relevante para promover cambios de comportamiento en los hogares. En particular, las políticas de educación ambiental, campañas de sensibilización y programas de información pueden generar efectos positivos sobre la adopción de prácticas proambientales, especialmente cuando se diseñan de manera diferenciada según condiciones socioeconómicas, territoriales y culturales. En contextos como el ecuatoriano, donde los mecanismos regulatorios y de fiscalización presentan limitaciones, la promoción de la conciencia ambiental puede actuar como un complemento efectivo a otros instrumentos de política ambiental orientados a la sostenibilidad.

No obstante, los resultados deben interpretarse considerando las limitaciones metodológicas del estudio. La identificación del efecto causal mediante PSM descansa en el CIA, por lo que la existencia de variables no observables podría generar sesgo en las estimaciones. En consecuencia, los efectos estimados son válidos bajo el marco de selección en observables y no deben interpretarse como evidencia causal en ausencia de dicho supuesto. Futuras investigaciones podrían complementar este análisis mediante estrategias alternativas de identificación o análisis de robustez que permitan evaluar la sensibilidad de los resultados frente a posibles sesgos por factores no observados.

AGRADECIMIENTOS

El presente trabajo fue desarrollado en el marco del proyecto 40-DI-FJSA-2023 denominado “Evaluación de los factores que determinan las prácticas proambientales en Ecuador: hoja de ruta hacia el desarrollo sostenible”, financiado por la Universidad Nacional de Loja.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179-211. [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(91\)90020-T](https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T)
- Bamberg, S., y Möser, G. (2007). Twenty years after Hines, Hungerford, and Yomera: A new meta-analysis of psycho-social determinants of pro-environmental behaviour. *Journal of Environmental Psychology*, 27(1), 14-25. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2006.12.002>
- Carvalho, A. M. de, Verly, E., Marchioni, D. M., y Jones, A. D. (2021). Measuring sustainable food systems in Brazil: A framework and multidimensional index to evaluate socioeconomic, nutritional, and environmental aspects. *World Development*, 143, 105470. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105470>
- Diekmann, A., y Preisendörfer, P. (2003). Green and greenback: The behavioral effects of environmental attitudes in low-cost and high-cost situations. *Rationality and Society*, 15(4), 441-472. <https://doi.org/10.1177/1043463103154002>
- Ferraro, P. J., y Miranda, J. J. (2013). Heterogeneous treatment effects and mechanisms in information-based environmental policies: Evidence from a large-scale field experiment. *Resource and Energy Economics*, 35(3), 356-379. <https://doi.org/10.1016/j.reseneeco.2013.04.001>
- Gadgil, M., Berkes, F., y Folke, C. (2021). *Indigenous knowledge: From local to global*. *Ambio*, 50(5), 967-969. <https://doi.org/10.1007/s13280-020-01478-7>
- Hagger, M. S., y Hamilton, K. (2024). Longitudinal tests of the theory of planned behaviour: A meta-analysis. *European Review of Social Psychology*, 35(1), 198-254. <https://doi.org/10.1080/10463283.2023.2225897>
- Hansen, A. R., y Jacobsen, M. H. (2020). Like parent, like child: Intergenerational transmission of energy consumption practices in Denmark. *Energy Research & Social Science*, 61, 101341. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2019.101341>
- Heckman, J. J., LaLonde, R. J., y Smith, J. A. (1999). The economics and econometrics of active labor market programs. In O. Ashenfelter y D. Card (Eds.), *Handbook of labor economics*, 3 (pp. 1865-2097). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(99\)03012-6](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)03012-6)
- Iacus, S. M., King, G., y Porro, G. (2012). Causal inference without balance checking: Coarsened exact matching. *Political Analysis*, 20(1), 1-24. <https://doi.org/10.1093/pan/mpr013>
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). (2015). *Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU)*. <https://www.ecuadorencifras.gob.ec/enemdu-iv-trimestre-de-2023/>
- Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC). (2020). *Resultados principales del Módulo de Información Ambiental para Hogares (MIAH) 2019 [Informe técnico]*. <https://www.ecuadorencifras.gob.ec/>
- Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2025). *Principales resultados del mercado laboral – ENEMDU*. <https://www.ecuadorencifras.gob.ec/estadisticas-laborales-enemdu/>
- IPCC. (2021). Climate Change 2021: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. *Cambridge University Press*. <https://www.ipcc.ch/report/ar6/wg1/>
- Juliana, N., Lada, S., Chekima, B., y Abdul Adis, A. A. (2022). Exploring determinants shaping recycling behavior using an extended theory of planned behavior model: An empirical study of households in Sabah, Malaysia. *Sustainability*, 14(8), 4628. <https://doi.org/10.3390/su14084628>
- Kumar, R., Kumar, K., Singh, R., Sá, J. C., Carvalho, S. y Santos, G. (2023). Modelado del comportamiento de compra con conciencia ambiental: Análisis del rol de la obligación ética y la autoidentidad ecológica. *Sustainability*, 15(8), 6426. <https://doi.org/10.3390/su15086426>
- Klößner, C. A. (2013). A comprehensive model of the psychology of environmental behaviour—A meta-analysis. *Global Environmental Change*, 23(5), 1028-1038. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2013.05.014>

- La Barbera, F., y Ajzen, I. (2020). Control interactions in the theory of planned behavior: Rethinking the role of subjective norm. *Europe's Journal of Psychology*, 16(3), e2056. <https://doi.org/10.5964/ejop.v16i3.2056>
- Mahdavi, T. (2021). Application of the theory of planned behavior to understand farmers' intentions to accept water policy options using structural equation modeling. *Water Supply*, 21(6), 2720–2734. <https://doi.org/10.2166/ws.2021.138>
- Mertens, A., von Krause, M., Denk, A., y Heitz, T. (2021). Gender differences in eating behavior and environmental attitudes: The mediating role of the Dark Triad. *Personality and Individual Differences*, 168, 110359. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.110359>
- Mohamad, N. S., Thoo, A. C., y Huam, H. T. (2022). The determinants of consumers' e-waste recycling behavior through the lens of extended theory of planned behavior. *Sustainability*, 14(15), 9031. <https://doi.org/10.3390/su14159031>
- Müller, J., Acevedo-Duque, Á., Müller, S., Kalia, P. y Mehmood, K. (2021). Modelo predictivo de sostenibilidad basado en la teoría del comportamiento planificado que incorpora la conciencia ecológica y la obligación moral. *Sustainability*, 13(8), 4248. <https://doi.org/10.3390/su13084248>
- Ponce, P., Alvarado, R., Ponce, K., Alvarado, R., Granda, D., y Yaguana, K. (2019). Green returns of labor income and human capital: Empirical evidence of the environmental behavior of households in developing countries. *Ecological Economics*, 160, 105–113. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2019.02.012>
- Powdthavee, N. (2021). Education and pro-environmental attitudes and behaviours: A nonparametric regression discontinuity analysis of a major schooling reform in England and Wales. *Ecological Economics*, 181, 106931. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2020.106931>
- Rosenbaum, P. R., y Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41–55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>
- Rubin, D. B. (1974). Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology*, 66(5), 688–701. <https://doi.org/10.1037/h0037350>
- Salazar, C., Jaime, M., Leiva, M., y González, N. (2024). Environmental education and children's pro-environmental behavior on plastic waste: Evidence from the green school certification program in Chile. *International Journal of Educational Development*, 109, 103106. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2024.103106>
- Situmorang, R. O. P., Hussain, M., y Chang, S. C. (2023). Assessment of environmental orientations of urban Taiwanese and their relation to climate change mitigation behaviour in central Taiwan. *Climate Services*, 30, 100366. <https://doi.org/10.1016/j.cliser.2023.100366>
- Suárez-Perales, I., Valero-Gil, J., Leyva-de la Hiz, D. I., Rivera-Torres, P., y Garcés-Ayerbe, C. (2021). Educating for the future: How higher education in environmental management affects pro-environmental behaviour. *Journal of Cleaner Production*, 321, 128972. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.128972>
- Stuart, E. A. (2010). Matching methods for causal inference: A review and a look forward. *Statistical Science*, 25(1), 1–21. <https://doi.org/10.1214/09-STS313>
- Szulc-Obłóza, A., y Żurek, M. (2024). Attitudes and sustainable behaviors with special consideration of income determinants. *European Research on Management and Business Economics*, 30(1), 100240. <https://doi.org/10.1016/j.iedeen.2023.100240>
- Wijekoon, R. y Sabri, MF (2021). Determinantes que influyen en la intención y el comportamiento de compra de productos ecológicos: Revisión bibliográfica y marco de referencia. *Sustainability*, 13(11), 6219. <https://doi.org/10.3390/su13116219>
- Zen, I. S., Uddin, M. S., Al-Amin, A. Q., Majid, M. R. bin, Almulhim, A. I., y Doberstein, B. (2022). Socioeconomics determinants of household carbon footprint in Iskandar Malaysia. *Journal of Cleaner Production*, 347, 131256. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2022.131256>

Zhang, J., y Song, J. (2024). The impact of government support and farmers’ pro-environmental intention on water-saving irrigation techniques adoption: Evidence using propensity score matching. *Water Policy*, 26(2), 154–169. <https://doi.org/10.2166/wp.2024.089>

Zhang, J., Yao, Y., Xie, X., y Peng, M. Y. P. (2024). Green for us: Parental compensation for children’s unsustainable behaviors. *Frontiers in Psychology*, 15, 1529563. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1529563>

INFORMACIÓN ADICIONAL

Código JEL: Q56 – Q01– D12

ANEXOS

ANEXO A

Tabla A1
Número de observaciones por año examinado

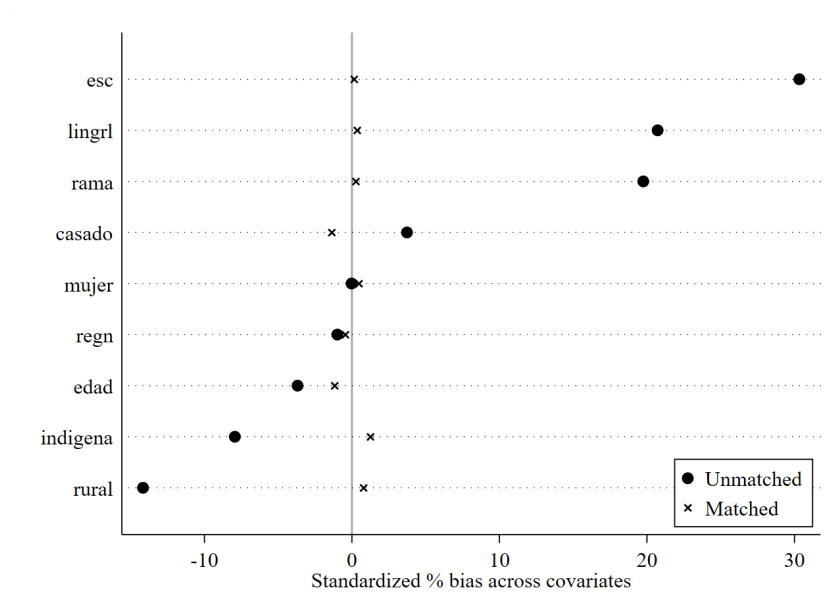
Año	Observaciones
2010	15.212
2011	13.757
2012	12.587
2013	16.343
2014	23.934

Nota. Autores (2025)

ANEXO B

Figura B1

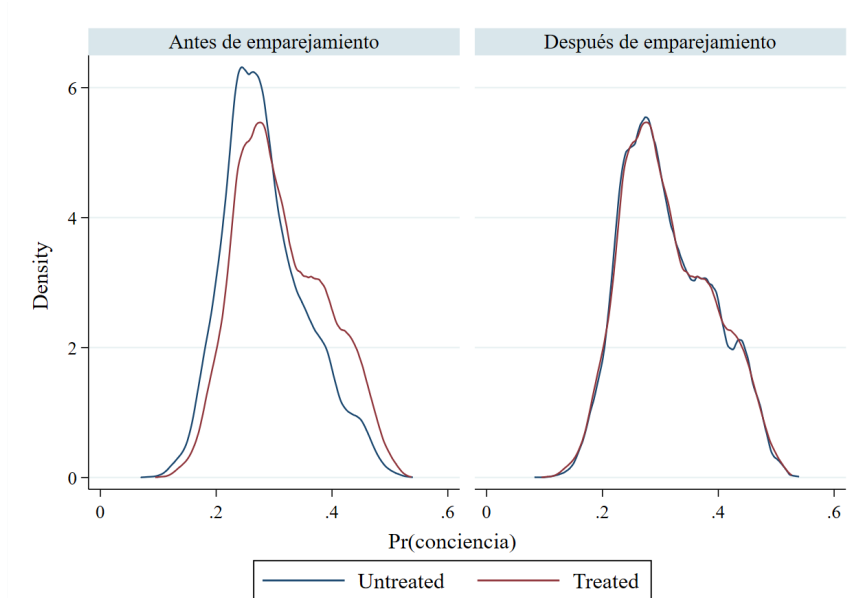
Balance de covariables antes y después del matching.



Nota. Autores (2025). La codificación del eje vertical representa las abreviaturas de las variables reportadas en la Tabla 1. *Unmatched* representa los valores antes del emparejamiento y *Matched* los valores luego del emparejamiento.

Figura B2

Verificación del soporte común para tratados y controles, antes y después del emparejamiento



Nota. Autores (2025). Untreated = Grupo de control; Treated = Grupo tratado.