

Universidad de Lima
Facultad de Economía
Carrera de Economía



IMPACTO DE LOS COMBUSTIBLES SÓLIDOS EN EL GASTO DE SALUD DE LOS HOGARES PERUANOS (2004-2024)

Tesis para optar el Título Profesional de Economista

Diego Breno Llerena Ureta

Código 20222975

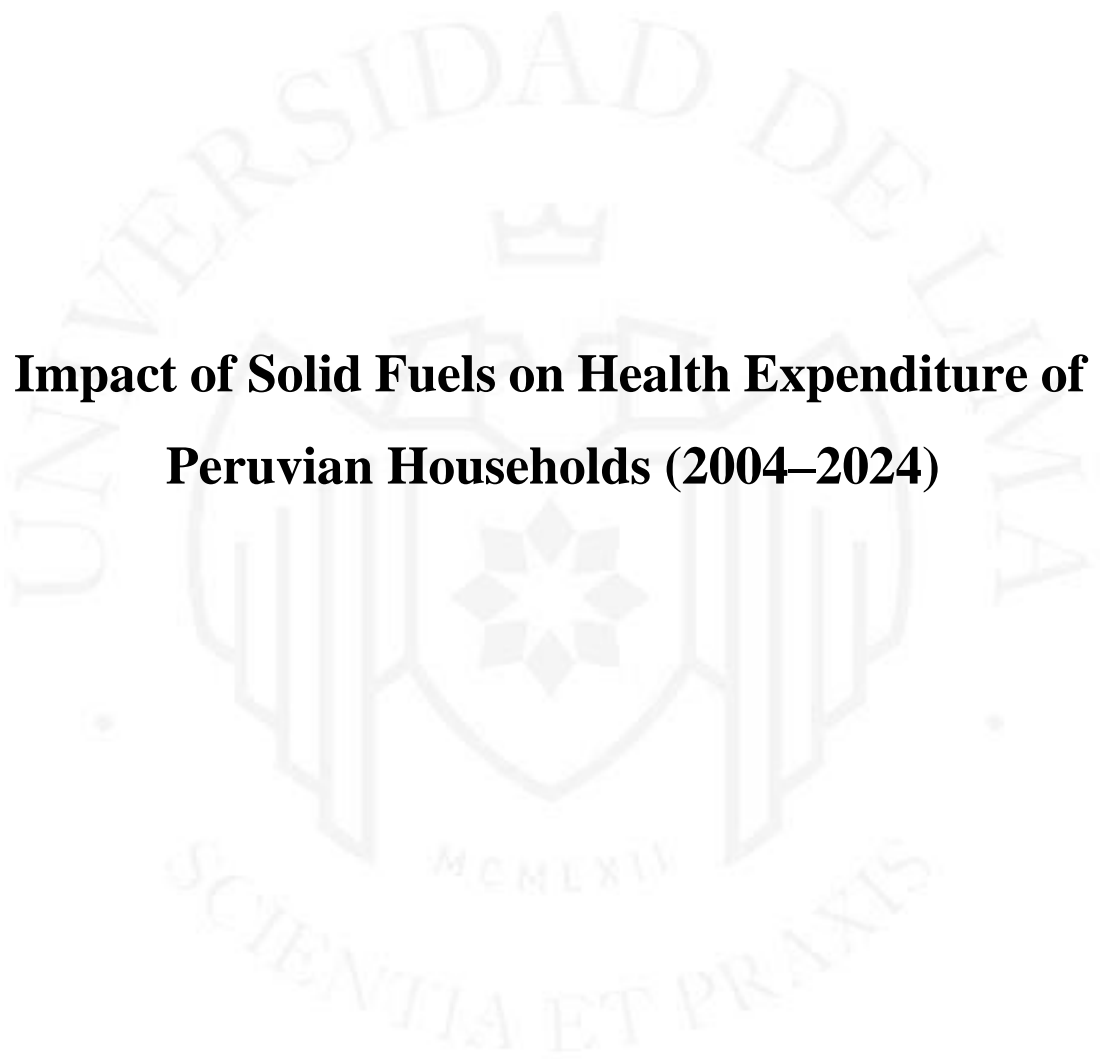
Asesor

Freddy Arnaldo Rojas Cama

Lima – Perú

Diciembre del 2025





**Impact of Solid Fuels on Health Expenditure of
Peruvian Households (2004–2024)**

TABLA DE CONTENIDO

RESUMEN.....	VIII
ABSTRACT.....	IX
INTRODUCCIÓN.....	10
CAPÍTULO I: MARCO TEÓRICO	12
1.1 Principios teóricos	12
1.2 Mecanismos de transmisión	14
CAPÍTULO II: REVISIÓN DE LITERATURA	16
2.1 Uso de combustibles contaminantes y efectos en la salud	16
2.2 Gasto en salud y vulnerabilidad económica	17
2.3 Transición energética y salud: evidencia y políticas en el Perú	19
2.4 Vacíos de la literatura y aporte del estudio	20
CAPÍTULO III: METODOLOGÍA	23
3.1 Datos.....	23
3.2 Construcción de variables	23
3.3 Problemas de endogeneidad	25
3.4 Estrategia empírica	27
3.5 Robustez y validación econométrica	31
CAPÍTULO IV: RESULTADOS.....	34
CAPÍTULO V: CONCLUSIONES	54
CAPITULO VI: RECOMENDACIONES	57
REFERENCIAS	60
ANEXOS	68

ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1 Estadística descriptiva	35
Tabla 2 Regresiones proporción de gasto de bolsillo en salud.....	38
Tabla 3 Estimaciones con efectos fijos por departamento y año.....	41
Tabla 4 Estimaciones con efectos fijos excluyendo el periodo 2020–2021 (COVID-19)	43
Tabla 5 Estimaciones con efectos fijos: submuestra post-pandemia 2023–2024.....	45
Tabla 6 Estimación por Probit Bivariado Recursivo del gasto catastrófico en el umbral del 40%.....	47
Tabla 7 Indicadores de ajuste y validez del modelo.....	49
Tabla 8 Efectos de tratamiento estimados del uso de combustibles contaminantes sobre el gasto catastrófico en salud.....	50

ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1 Mecanismo de transmisión	15
Figura 2 Proporción de uso de combustibles sólidos Perú, 2024.....	36
Figura 3 Gasto de bolsillo en salud por regiones 2004 y 2024	37
Figura 4 Intervalos de confianza coeficiente combustibles contaminantes.....	39



ÍNDICE DE ANEXOS

Anexo 1: Construcción gasto catastrófico.....	69
Anexo 2: Metodología Probit bivariado recursivo.....	73



RESUMEN

En el Perú, especialmente en los hogares rurales y en situación de pobreza, el uso de combustibles sólidos contaminantes —principalmente leña y carbón— continúa siendo una práctica extendida para la preparación de alimentos. En 2024, más de 400 mil hogares pobres cocinan con leña, lo que implica una exposición prolongada a las emisiones generadas por la combustión de estos combustibles, asociada a un mayor riesgo de enfermedades respiratorias y gastrointestinales, afectando de manera desproporcionada a mujeres y niños y generando costos económicos relevantes, como mayores gastos en salud, pérdida de productividad y menor bienestar. Este estudio analiza el impacto del uso de combustibles sólidos en el gasto de bolsillo en salud de los hogares peruanos durante el período 2004–2024 y evalúa si dicha práctica incrementa la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico en salud, definido como aquel que representa el 40 % o más del gasto total del hogar neto de gastos esenciales. Para ello, se utilizan datos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) y se emplean técnicas econométricas que incluyen modelos de Mínimos Cuadrados Ordinarios, estimaciones con variables instrumentales y un modelo probit bivariado recursivo, con el objetivo de corregir problemas de endogeneidad asociados a la elección del tipo de combustible. Los resultados muestran que el uso de combustibles sólidos se asocia de manera significativa con un mayor gasto de bolsillo en salud y con un incremento en la probabilidad de gasto catastrófico, siendo estos efectos más pronunciados en hogares con trabajadores informales, lo que evidencia una mayor vulnerabilidad económica frente a los riesgos sanitarios derivados de la pobreza energética.

Línea de investigación: 5300 - 2. B4

Palabras clave: Combustibles sólidos / Gasto de bolsillo en salud / Gasto catastrófico en salud / Pobreza energética / Hogares peruanos

ABSTRACT

In Peru, particularly among rural and low-income households, the use of polluting solid fuels—mainly firewood and charcoal—remains a widespread practice for cooking. In 2024, more than 400,000 poor households relied on firewood, resulting in prolonged exposure to emissions generated by solid fuel combustion. This exposure is associated with an increased risk of respiratory and gastrointestinal diseases, disproportionately affecting women and children, and generating significant economic costs such as higher health expenditures, loss of productive time, and reduced overall well-being. This study analyzes the impact of solid fuel use on out-of-pocket health expenditure among Peruvian households over the period 2004–2024 and assesses whether this practice increases the likelihood of incurring catastrophic health expenditure, defined as health spending representing 40% or more of total household expenditure net of essential expenses. Using data from the National Household Survey (ENAHO), the study employs econometric techniques including Ordinary Least Squares, instrumental variables estimations, and a recursive bivariate probit model to address endogeneity related to fuel choice. The results indicate that solid fuel use is significantly associated with higher out-of-pocket health expenditure and a greater probability of catastrophic health spending, with stronger effects observed among households with informal workers, highlighting increased economic vulnerability to health risks stemming from energy poverty.

Line of research: 5300 - 2. B4

KEYWORDS: Solid fuels / Out-of-pocket health expenditure / Catastrophic health expenditure / Energy poverty / Peruvian households.

INTRODUCCIÓN

¿Cuál es el efecto causal del uso de combustibles sólidos para cocinar sobre el gasto en salud de los hogares peruanos y la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico durante el periodo 2004–2024? Esta pregunta de investigación es relevante porque la elección del combustible de cocción no solo determina condiciones de salubridad intradomiliaria, sino que también puede generar impactos económicos significativos a través del deterioro de la salud. La literatura empírica reciente documenta que la combustión de leña y otros combustibles sólidos incrementa la exposición a partículas finas (PM_{2.5}), monóxido de carbono y compuestos tóxicos, elevando el riesgo de enfermedades respiratorias, infecciones gastrointestinales y complicaciones cardiovasculares, especialmente en hogares con ventilación deficiente (Awan et al., 2025; Chen et al., 2024; Schirmer Soares et al., 2023; Lenz et al., 2023). Estos efectos afectan de manera desproporcionada a mujeres y niños, quienes suelen registrar mayores niveles de exposición dentro del hogar, amplificando su vulnerabilidad sanitaria y financiera.

En el Perú, a 2024, cerca del 20 % de la población utiliza combustibles sólidos como principal fuente para cocinar, proporción que se incrementa hasta aproximadamente 50 % en las zonas rurales, lo que evidencia una mayor exposición de los hogares rurales a la contaminación del aire intradomiliario (Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI], 2025a). Al deteriorar la salud de los miembros del hogar, el uso de combustibles contaminantes puede traducirse en un mayor gasto en atención médica y, en contextos de pobreza, en un mayor riesgo de incurrir en gasto catastrófico en salud. Este último se define como los desembolsos directos en salud que superan un umbral crítico de los recursos del hogar o de su capacidad de pago — entendida como el ingreso disponible luego de cubrir necesidades básicas como alimentación y vivienda—, comprometiendo su bienestar económico (Xu et al., 2005). Esta situación resulta especialmente relevante en contextos donde los sistemas de salud presentan coberturas insuficientes, obligando a los hogares a destinar una proporción elevada de sus ingresos a gastos médicos.

En el contexto peruano, la informalidad laboral se mantiene en niveles elevados: según estimaciones del Instituto Nacional de Estadística e Informática, aproximadamente 70.9 % de los trabajadores en el país se encuentra en situación de empleo informal, con tasas que superan el 90 % en zonas rurales, lo que reduce el acceso a mecanismos de

protección económica y seguros frente a choques sanitarios (INEI, 2025b). A ello se suma que el país presenta elevados niveles de pobreza monetaria, con una incidencia de 27.6 % a nivel nacional en 2024, lo que incrementa la vulnerabilidad de los hogares ante gastos médicos imprevistos (INEI, 2025c). Si bien la literatura previa ha analizado ampliamente los efectos del uso de combustibles sólidos sobre la salud y el medio ambiente, la evidencia empírica que vincula directamente estas prácticas con el gasto en salud y el gasto catastrófico es aún limitada, y se concentra mayoritariamente en países con realidades institucionales y socioeconómicas distintas, como China o Indonesia.

En este contexto, el presente estudio tiene como objetivo general evaluar el impacto del uso de combustibles sólidos en el gasto en salud de los hogares peruanos durante el período 2004–2024. De manera específica, se analiza la evolución del uso de combustibles sólidos en los hogares, se estima su efecto sobre el gasto de bolsillo en salud y se evalúa si dicha práctica incrementa la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico en salud, considerando el papel de la pobreza y la informalidad laboral como factores que pueden amplificar este impacto.

La hipótesis central sostiene que el uso de combustibles sólidos incrementa el gasto en salud y la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico, en comparación con el uso de combustibles limpios, siendo este efecto más pronunciado en hogares pobres y con alta informalidad laboral debido a su menor capacidad de protección financiera frente a choques de salud. El estudio se organiza de la siguiente manera: la Sección 2 desarrolla el marco teórico y conceptual; la Sección 3 presenta la revisión de la literatura; la Sección 4 describe los datos y la estrategia metodológica; la Sección 5 expone y discute los resultados empíricos; la Sección 6 presenta las conclusiones; y la Sección 7 formula recomendaciones de política pública.

CAPÍTULO I: MARCO TEÓRICO

El presente capítulo desarrolla el marco teórico que sustenta el análisis del impacto del uso de combustibles sólidos en el gasto en salud de los hogares. Para ello, se integran aportes provenientes de la economía del desarrollo, la economía de la salud y la economía ambiental, con el objetivo de establecer los fundamentos conceptuales y analíticos que permiten comprender la relación entre pobreza energética, deterioro de la salud y vulnerabilidad económica. Asimismo, se expone el mecanismo de transmisión a través del cual el uso de tecnologías de cocina contaminantes puede traducirse en mayores gastos de bolsillo y en un incremento del riesgo de incurrir en gasto catastrófico en salud. Este marco teórico proporciona la base conceptual necesaria para la formulación de la estrategia empírica y la interpretación de los resultados presentados en los capítulos posteriores.

1.1 Principios teóricos

El análisis del impacto del uso de combustibles sólidos en el gasto en salud de los hogares se sustenta en enfoques provenientes de la economía del desarrollo, la economía de la salud y la economía ambiental. En este marco, la noción de pobreza energética resulta central para comprender por qué determinados hogares continúan utilizando tecnologías de cocina contaminantes. La pobreza energética no se limita a la insuficiencia de ingresos, sino que refleja restricciones estructurales en el acceso a servicios energéticos modernos, seguros y asequibles, condicionadas por factores como la infraestructura disponible, la localización geográfica, la calidad de la vivienda y el diseño de las políticas públicas (Bouzarovski & Petrova, 2015; McKague et al., 2017; Dunphy et al., 2024). En este contexto, el uso de combustibles sólidos no constituye necesariamente una elección óptima del hogar, sino una respuesta forzada frente a limitaciones económicas y de acceso.

Desde una perspectiva de salud pública, el uso de combustibles sólidos para cocinar genera contaminación del aire intradomiciliario, caracterizada por altas concentraciones de material particulado fino (PM_{2.5}), monóxido de carbono y otros contaminantes tóxicos. La exposición crónica a estos agentes ha sido ampliamente asociada con un mayor riesgo de enfermedades respiratorias, cardiovasculares y

gastrointestinales, así como con infecciones agudas y complicaciones de largo plazo, afectando de manera desproporcionada a mujeres, niños y adultos mayores, quienes suelen presentar mayores niveles de exposición dentro del hogar (Hystad et al., 2019; Yu et al., 2020; Chen et al., 2024). Esta evidencia se articula con el enfoque de los determinantes sociales de la salud, según el cual las condiciones materiales de vida — incluyendo el entorno doméstico, el acceso a servicios básicos y la calidad de la vivienda— influyen de manera decisiva en el estado de salud de la población (OMS, 2023).

Desde la economía ambiental, el uso de combustibles sólidos puede interpretarse como una fuente de externalidades negativas, en tanto la decisión de cocinar con biomasa genera costos sociales que no son internalizados plenamente por los hogares. Estos costos incluyen el incremento de la carga sobre los sistemas de salud, la pérdida de productividad laboral y el deterioro del capital humano, los cuales exceden el ámbito privado del hogar (Pigou, 1920; Parry et al., 2014). En ausencia de intervención pública, el mercado tiende a perpetuar el uso de tecnologías contaminantes, lo que justifica la implementación de políticas orientadas a la promoción de energías limpias, subsidios focalizados y programas de transición energética.

Finalmente, la teoría del capital humano proporciona un marco integrador para comprender los efectos económicos de largo plazo asociados al uso de combustibles sólidos. La salud constituye una forma fundamental de capital humano, cuya acumulación incide directamente en la productividad, el ingreso y el bienestar futuro de los individuos (Schultz, 1961; Becker, 1975). La exposición persistente a contaminantes intradomiciliarios deteriora este capital no solo mediante la incidencia directa de enfermedades, sino también a través de mayores gastos en salud que reducen los recursos disponibles para invertir en educación, nutrición y otras dimensiones clave del bienestar. Desde la perspectiva de las capacidades, Sen (1999) sostiene que una mala salud limita las libertades reales de los individuos, contribuyendo a la reproducción intergeneracional de la pobreza. En este sentido, el uso de combustibles sólidos puede reforzar círculos viciosos entre pobreza energética, mala salud y fragilidad económica.

Estos efectos no se manifiestan de forma aislada, sino que interactúan con condiciones estructurales como la informalidad laboral, la ausencia de aseguramiento en

salud y la limitada capacidad de ahorro de los hogares, amplificando su exposición a choques sanitarios. De este modo, el uso de combustibles sólidos se inserta en un entramado de vulnerabilidades que trasciende el ámbito energético y se proyecta sobre la estabilidad económica de los hogares, reforzando la pertinencia de analizar sus efectos a través del gasto en salud.

1.2 Mecanismos de transmisión

A partir de los principios teóricos descritos, es posible identificar un mecanismo claro mediante el cual el uso de combustibles sólidos afecta el bienestar económico de los hogares a través del canal de la salud. El primer eslabón del mecanismo corresponde a la exposición a contaminación intradomiciliaria, producto de la combustión incompleta de biomasa en espacios cerrados y con ventilación limitada. Esta exposición incrementa la probabilidad de desarrollar enfermedades respiratorias, cardiovasculares y otras afecciones crónicas, elevando la demanda de atención médica y el uso de servicios de salud.

El deterioro del estado de salud se traduce, en el siguiente eslabón, en un aumento del gasto de bolsillo en salud, particularmente en contextos donde la cobertura de los sistemas de aseguramiento es incompleta o insuficiente. En países con elevados niveles de informalidad laboral, como el Perú, una proporción significativa de la población carece de mecanismos efectivos de protección financiera, lo que obliga a los hogares a financiar directamente consultas, medicamentos, hospitalizaciones y tratamientos prolongados (Wagstaff et al., 1999).

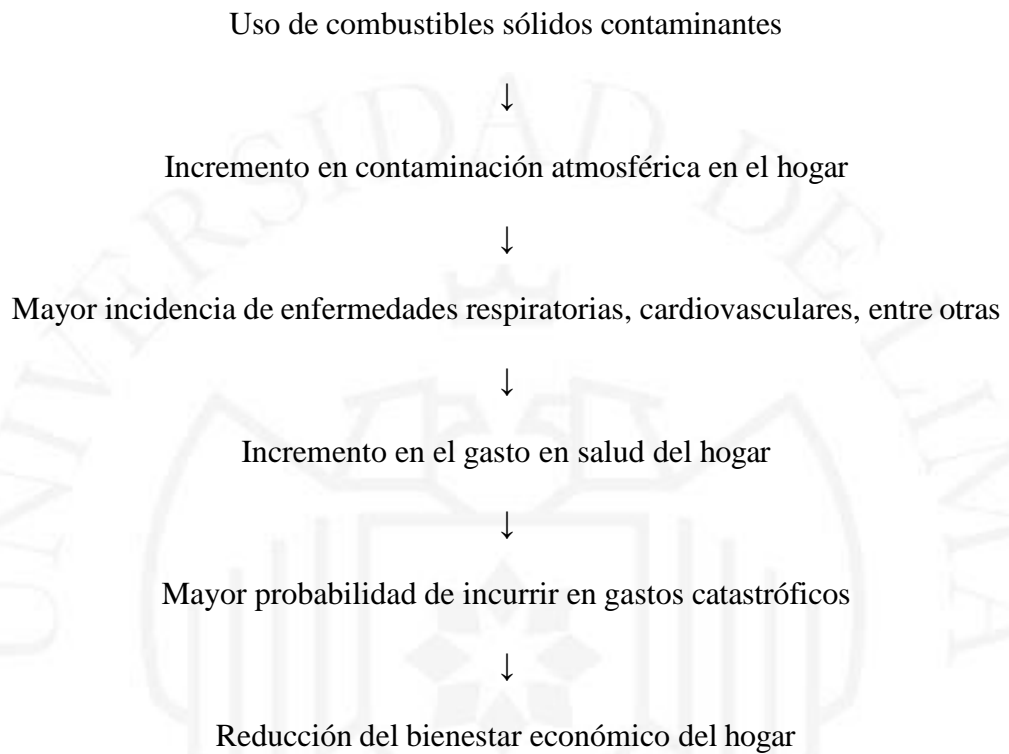
Cuando estos desembolsos superan un umbral crítico en relación con el ingreso o la capacidad de pago del hogar, se produce el fenómeno conocido como gasto catastrófico en salud, el cual constituye una amenaza directa al bienestar económico. El gasto catastrófico puede forzar a los hogares a reducir el consumo de bienes esenciales, vender activos productivos o incurrir en endeudamiento, comprometiendo su estabilidad financiera tanto en el corto como en el largo plazo (Xu et al., 2003).

Este mecanismo resulta particularmente severo en hogares pobres y con empleo informal, donde la combinación de pobreza energética, mayor exposición a riesgos sanitarios y ausencia de protección financiera amplifica el impacto del uso de

combustibles sólidos. En consecuencia, el uso de tecnologías de cocina contaminantes no solo representa un problema ambiental o sanitario, sino también un factor estructural de vulnerabilidad económica que contribuye a profundizar las desigualdades existentes.

Figura 1

Mecanismo de transmisión



Nota. Elaboración propia

CAPÍTULO II: REVISIÓN DE LITERATURA

2.1 Uso de combustibles contaminantes y efectos en la salud

La evidencia empírica ha documentado de manera consistente los efectos adversos del uso de combustibles sólidos para cocinar sobre la salud de las personas, especialmente en países de ingresos bajos y medios. En Asia, múltiples estudios han reportado que la exposición al humo intradomiciliario —generado por la combustión de leña, carbón y residuos agrícolas— incrementa significativamente la incidencia de enfermedades respiratorias agudas y crónicas. Por ejemplo, Upadhyay et al. (2015) encuentran que los niños en India que residen en hogares que utilizan combustibles sólidos presentan una mayor probabilidad de padecer infecciones respiratorias potencialmente mortales en comparación con aquellos expuestos a combustibles limpios. De manera complementaria, Balakrishnan et al. (2013) documentan que las concentraciones de PM_{2.5} atribuibles al uso de biomasa en hogares rurales de India alcanzan niveles peligrosos para la salud respiratoria.

La evidencia más reciente también extiende los efectos adversos del uso de combustibles sólidos hacia otras dimensiones de la salud. Danrong Chen et al. (2024) muestran que el uso de combustibles sólidos en China se asocia con un mayor riesgo de enfermedades gastrointestinales en adultos de mediana edad y mayores, y que quienes migran de combustibles sólidos a combustibles limpios presentan riesgos menores de estas enfermedades, lo que sugiere beneficios de la transición energética en la salud sistémica (Chen et al., 2024). Asimismo, estudios en China han identificado efectos sobre la salud mental asociados con la contaminación doméstica: Ma et al. (2024) encuentran que cocinar con combustibles sólidos está positivamente asociado con mayores síntomas depresivos en adultos mayores, y factores del entorno residencial —como limpieza interior o acceso a purificadores de aire— median parcialmente esta relación. Chair, Choi, Chong et al. (2023), utilizando datos del China Kadoorie Biobank, confirman que la contaminación intradomiciliaria derivada del uso de combustibles sólidos incrementa significativamente la probabilidad de presentar síntomas depresivos en adultos rurales de mediana edad y adultos mayores, lo que amplía la comprensión de los impactos a dimensiones psicológicas (Chair et al., 2023; Ma et al., 2024).

En África, la literatura también ha documentado efectos sanitarios severos asociados al uso de combustibles sólidos. Badamassi, Xu y Leyla (2017) encuentran en hogares de África subsahariana que las emisiones por combustión residencial se asocian con un aumento significativo en los gastos de salud, indicando que los impactos de la contaminación doméstica se traducen también en costos económicos. En un estudio realizado en Nigeria, Ezeh (2014) reporta que los hogares rurales que cocinan con combustibles sólidos enfrentan un mayor riesgo de mortalidad infantil, particularmente entre los más pobres, lo que confirma que la combinación de pobreza, escasa ventilación y dependencia de biomasa amplifica los riesgos sanitarios a nivel infantil.

En América Latina, aunque el uso de combustibles sólidos es relativamente menor comparado con Asia y África, la evidencia disponible confirma que los efectos adversos persisten. Sáenz (2018) documenta que cocinar con combustibles sólidos en México se asocia con un deterioro acelerado de funciones cognitivas como el aprendizaje verbal y la fluidez verbal en adultos mayores. Aunque Brooks et al. (2016) estudian la adopción de cocinas alternativas en el norte de India, sus resultados sobre la reducción del consumo de biomasa aportan lecciones relevantes sobre mitigación tecnológica que pueden trasladarse al contexto latinoamericano: la adopción de cocinas mejoradas reduce el uso de biomasa pero no elimina completamente la exposición, lo que sugiere que la mitigación tecnológica es relevante pero limitada. De manera consistente, Lenz et al. (2023) encuentran que mejorar la ventilación de las cocinas reduce las concentraciones de PM_{2.5} en hogares que utilizan biomasa, aunque sin neutralizar completamente la exposición personal, lo que evidencia la complejidad del problema y la persistencia de riesgos incluso bajo intervenciones parciales.

Desde una perspectiva de economía ambiental, estos efectos adversos pueden interpretarse como externalidades negativas, dado que la combustión residencial genera costos sanitarios y sociales que no son plenamente internalizados por los hogares (Pigou, 1920), lo que justifica la intervención pública para promover la transición hacia combustibles más limpios.

2.2 Gasto en salud y vulnerabilidad económica

El uso de combustibles sólidos para cocinar genera impactos que no se limitan a la salud física, sino que también repercuten en la economía del hogar. La literatura en salud ambiental y economía del desarrollo ha documentado que las emisiones por combustión residencial —incluyendo biomasa y carbón— incrementan la necesidad de atención médica y elevan los desembolsos en salud, efectos particularmente relevantes en países de ingresos bajos y medios (Badamassi et al., 2017; Upadhyay et al., 2015). En este sentido, Badamassi, Xu y Leyla (2017) muestran evidencia empírica para África subsahariana, encontrando que la exposición a emisiones por combustión residencial se asocia con un aumento significativo del gasto en salud de los hogares, lo que refleja tanto la carga económica como la carga sanitaria.

Desde la economía de la salud, existe una literatura consolidada que explica cómo los choques sanitarios afectan el bienestar económico de los hogares. Cuando los sistemas de aseguramiento presentan coberturas incompletas, los hogares deben financiar directamente consultas, medicamentos, hospitalizaciones y tratamientos prolongados, lo que incrementa su vulnerabilidad financiera (Wagstaff et al., 1999; Xu et al., 2003). Estos estudios establecen que el gasto catastrófico ocurre cuando los desembolsos en salud superan un umbral crítico de la capacidad de pago del hogar, forzando ajustes en consumo esencial o la descapitalización mediante venta de activos.

La vulnerabilidad económica es marcadamente heterogénea entre hogares, siendo mayor en aquellos con bajos ingresos y empleo informal. La evidencia seminal demuestra que los hogares pobres enfrentan una mayor fragilidad financiera ante choques de salud, dado que destinan una mayor proporción de sus recursos a consumo esencial. Además, la literatura metodológica advierte que medir la carga financiera como proporción del gasto total puede subestimar el impacto en hogares vulnerables, especialmente cuando la métrica relevante es la capacidad de pago y no el gasto agregado (Hsu et al., 2018).

En el caso peruano, esta vulnerabilidad se agrava por la informalidad laboral, que limita el acceso a seguros contributivos y reduce los mecanismos de protección financiera frente a choques sanitarios (Instituto Nacional de Estadística e Informática [INEI], 2025d). Aunque el Perú cuenta con el Seguro Integral de Salud (SIS), su cobertura financiera no es plenamente equivalente a la de seguros contributivos: el SIS reduce el gasto de bolsillo y protege parcialmente ante gasto catastrófico, pero persisten brechas en

oportunidad, disponibilidad de medicamentos, referencia efectiva y cobertura de tratamientos complejos, lo que obliga a muchos hogares —especialmente rurales e informales— a incurrir en copagos implícitos y gastos indirectos no reembolsados (Chávez et al., 2019; Francke, 2013; Alcalde-Rabanal et al., 2019; INEI, 2025a).

La literatura reciente ha comenzado a cuantificar el vínculo directo entre la elección del combustible de cocina y la carga económica por enfermedad. Por ejemplo, Lin y Wei (2022) encuentran que los hogares que cocinan con combustibles sólidos presentan un mayor gasto médico debido al incremento en la probabilidad de enfermedad —siendo este efecto más pronunciado en zonas rurales y hogares con menor educación—, lo que evidencia cómo la decisión energética doméstica se traduce en demandas económicas específicas (Lin & Wei, 2022). En la misma dirección, Siagian (2025) reporta que el uso de combustibles sólidos incrementa la participación del gasto médico dentro del presupuesto total del hogar, incluso tras ajustar por características socioeconómicas, lo que refuerza la idea de que la exposición a combustibles sólidos tiene consecuencias económicas directas más allá de los desenlaces clínicos.

2.3 Transición energética y salud: evidencia y políticas en el Perú

En economías en desarrollo, la transición desde combustibles sólidos hacia tecnologías de cocción limpias ha sido abordada mediante políticas públicas focalizadas que combinan objetivos energéticos, sanitarios y sociales. Estas iniciativas buscan corregir fallas de mercado asociadas a externalidades ambientales negativas, mejorar la calidad del aire intradomiciliario y fortalecer la resiliencia económica de los hogares expuestos a contaminación por biomasa.

En el Perú, un referente central de política multisectorial es la campaña “Medio millón de cocinas mejoradas, Por un Perú sin Humo”, lanzada en junio de 2009 con el propósito de masificar la adopción de cocinas mejoradas certificadas en hogares rurales y en situación de pobreza y pobreza extrema. Esta intervención priorizó zonas con alta dependencia de leña y ventilación deficiente, articulando financiamiento público y cooperación internacional, procesos de capacitación local para la construcción, uso y mantenimiento de tecnologías mejoradas de cocción, y mecanismos de certificación técnica que buscaban promover un uso sostenido y efectivo de las cocinas.

Según el informe de logros de la campaña, hasta mayo de 2011 se instalaron más de 155 000 cocinas mejoradas certificadas, beneficiando a aproximadamente 775 000 personas, con impactos positivos en la reducción del consumo de leña, la disminución de contaminantes respirables como PM2.5 y monóxido de carbono, y mejoras parciales en algunas condiciones de salud infantil y materna (Energía, Desarrollo y Vida – EnDev & GIZ, 2011).

Si bien el Seguro Integral de Salud (SIS) amplía la cobertura de aseguramiento en el país, la evidencia local demuestra que la protección financiera ofrecida por el SIS no es plenamente equivalente a la de seguros contributivos tradicionales: el SIS reduce de forma significativa el gasto de bolsillo en salud y atenúa el riesgo de gasto catastrófico, especialmente en hogares vulnerables, pero persisten limitaciones estructurales en oportunidad de atención, referencia efectiva, cobertura de tratamientos complejos y disponibilidad de medicamentos, particularmente en zonas rurales. Estas brechas generan costos indirectos y copagos implícitos que no son capturados por la cobertura formal del SIS, lo que obliga a muchos hogares rurales e informales a financiar una proporción relevante del gasto sanitario a pesar del aseguramiento (Francke, 2013; Chávez et al., 2019; Rabanal et al., 2019).

Este caso peruano es particularmente relevante para la literatura, dado que muestra un esfuerzo explícito por internalizar externalidades de contaminación intradomiciliaria mediante tecnología de cocción, y evidencia además que los impactos sanitarios y económicos de la biomasa no se abordan únicamente desde el acceso a seguros, sino también desde la infraestructura energética, el comportamiento de adopción tecnológica y la acción coordinada del Estado.

2.4 Vacíos de la literatura y aporte del estudio

Si bien la evidencia empírica ha documentado ampliamente los efectos adversos del uso de combustibles sólidos sobre la salud de la población, persisten vacíos relevantes en la comprensión de sus implicancias económicas a nivel de los hogares. En particular, la mayor parte de los estudios existentes se concentra en desenlaces sanitarios —como enfermedades respiratorias, cardiovasculares o gastrointestinales—, mientras que son relativamente escasas las investigaciones que cuantifican de manera directa cómo estas

prácticas energéticas se traducen en mayores cargas financieras para los hogares. En este sentido, la evidencia que vincula el uso de combustibles sólidos con el gasto de bolsillo en salud y, especialmente, con la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico es aún limitada y fragmentada.

Asimismo, la evidencia disponible se encuentra geográficamente concentrada en países de Asia y África, donde el uso de biomasa es más prevalente, mientras que América Latina ha recibido una atención comparativamente menor. Dentro de esta región, el caso peruano ha sido escasamente abordado, a pesar de presentar una combinación particularmente relevante de factores estructurales: persistencia de la pobreza energética en zonas rurales, altos niveles de informalidad laboral, brechas en el acceso a servicios de salud y una elevada vulnerabilidad económica de los hogares. La ausencia de estudios que integren estas dimensiones limita la capacidad de diseñar políticas públicas que articulen de manera efectiva los ámbitos energético, sanitario y social.

En este contexto, el presente estudio realiza varios aportes a la literatura. En primer lugar, contribuye empíricamente al analizar de forma explícita el impacto del uso de combustibles sólidos en el gasto en salud de los hogares peruanos durante un período largo de análisis (2004–2024), incorporando tanto el gasto de bolsillo como la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico en salud. Este enfoque permite ir más allá de los efectos sanitarios y evaluar las consecuencias económicas de la pobreza energética sobre el bienestar de los hogares.

En segundo lugar, el estudio aporta al considerar de manera explícita el rol de la pobreza y la informalidad laboral como factores que pueden amplificar el impacto del uso de combustibles sólidos sobre la vulnerabilidad financiera, lo que resulta particularmente relevante en economías en desarrollo con sistemas de protección social incompletos. En tercer lugar, desde el punto de vista metodológico, la investigación utiliza microdatos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) y emplea una estrategia econométrica orientada a mitigar problemas de endogeneidad asociados a la elección del tipo de combustible, fortaleciendo la validez causal de los resultados. En conjunto, estos aportes permiten avanzar en la comprensión del vínculo entre pobreza energética, salud

y fragilidad económica, y proporcionan evidencia relevante para el diseño de políticas públicas integrales orientadas a reducir la vulnerabilidad de los hogares en el Perú.



CAPÍTULO III: METODOLOGÍA

3.1 Datos

La principal fuente de información empleada en este estudio es la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH), elaborada anualmente por el INEI. Esta encuesta proporciona datos detallados sobre las condiciones de vida de los hogares peruanos, abarcando aspectos como vivienda, salud, empleo, educación e ingresos (INEI, 2025f).

El periodo analizado comprende los años 2004 a 2024. La población objetivo está compuesta por hogares con información completa sobre su fuente principal de energía para cocinar, condiciones de salud, características sociodemográficas y gasto en salud. Se excluyen las observaciones con datos faltantes o inconsistentes, con el objetivo de garantizar la calidad, precisión y validez de los resultados obtenidos.

3.2 Construcción de variables

Para analizar el impacto económico del uso de combustibles contaminantes en la salud de los hogares rurales, se emplearon dos variables dependientes complementarias.

La primera corresponde a la proporción del gasto en salud, construida como el cociente entre los gastos directos en salud y el gasto total del hogar. Esta variable continua permite medir la carga relativa que implica acceder a servicios médicos, ofreciendo una representación comparable del esfuerzo económico que realizan los hogares.

La segunda variable dependiente es una variable dicotómica que captura la incidencia del gasto catastrófico en salud. Esta variable toma el valor de 1 cuando el gasto de bolsillo en salud del hogar supera el 40 % de su capacidad de pago, y 0 en caso contrario. La capacidad de pago se calcula siguiendo la metodología propuesta por Xu (2005), como el ingreso disponible del hogar una vez descontados los gastos mínimos en alimentación. Este enfoque permite identificar a los hogares que enfrentan un alto riesgo financiero asociado a la necesidad de financiar gastos médicos no cubiertos.

Las variables relacionadas con el gasto catastrófico y el empobrecimiento por gasto en salud se construyen de acuerdo con la metodología desarrollada por Xu (2005) para la Organización Mundial de la Salud (OMS). En particular, esta metodología permite evaluar el impacto del gasto en salud sobre el bienestar económico de los hogares al

considerar su capacidad real de pago. A continuación, se detallan los pasos seguidos para la construcción de cada una de estas variables.

Un hogar se considera que incurre en gasto catastrófico en salud si sus pagos de bolsillo en salud (oop_i) equivalen o superan el 40% de su capacidad de pago (ctp_i). Esta capacidad de pago se define como el gasto del hogar disponible después de cubrir el gasto de subsistencia (se_i). La variable se construye como una variable dicotómica ($cata_i$):

$$cata_i \begin{cases} 1 & \text{si } \frac{oop_i}{ctp_i} \geq 0.4 \\ 0 & \text{si } \frac{oop_i}{ctp_i} < 0.4 \end{cases}$$

La capacidad de pago (ctp_i) se calcula como:

$$ctp_i \begin{cases} exp_i - se_i & \text{si } se_i \leq food_i \\ exp_i - food_i & \text{si } se_i > food_i \end{cases}$$

exp_i : gasto total del hogar

$food_i$: gasto en alimentos

se_i : gasto de subsistencia del hogar

Esta corrección permite tratar casos en los que el hogar reporta un gasto alimentario inferior al nivel considerado como subsistencia, lo cual puede deberse a subregistro, autoconsumo o ayudas externas no monetaria

El gasto de subsistencia (se_i) se estima a partir del gasto en alimentos ajustado por el tamaño equivalente del hogar. Para ello, se utiliza una escala de equivalencia que incorpora economías de escala en el consumo:

$$eqsize_i = hhsizet_i^\beta$$

donde $hhsizet_i$ es el tamaño del hogar y β es un parámetro de escala. Según Xu (2005), el valor de beta fue estimado en 0.56 a partir de una regresión logarítmica entre el gasto en alimentos y el tamaño del hogar en 59 países. Este valor refleja que, aunque el consumo aumenta con el tamaño del hogar, no lo hace de forma proporcional.

Luego, se calcula el gasto alimentario ajustado ($eqfood_i$) y se identifica el promedio de este gasto entre los hogares que se encuentran entre los percentiles 45 y 55

de la distribución del gasto en alimentos como proporción del gasto total. Dicho valor se

considera la línea de pobreza alimentaria (pl) y se aplica a cada hogar según su tamaño equivalente:

$$se_i = pl \times eqsize_i$$

La construcción del gasto catastrófico en salud mediante la metodología de Xu (2005) permite identificar de manera precisa a los hogares cuya estabilidad económica se ve severamente comprometida por la necesidad de financiar atención médica, al considerar explícitamente su capacidad real de pago y las economías de escala en el consumo del hogar. Esta medida resulta especialmente relevante en contextos de alta pobreza e informalidad, donde incluso gastos médicos relativamente pequeños pueden generar efectos financieros desproporcionados. No obstante, el gasto en salud y la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico no dependen exclusivamente del estado de salud del hogar, sino que están condicionados por características sociodemográficas, económicas y laborales que influyen tanto en la exposición a riesgos sanitarios como en la capacidad de afrontarlos. En consecuencia, para aislar adecuadamente el efecto del uso de combustibles contaminantes sobre los resultados de interés, el análisis empírico incorpora un conjunto de variables explicativas y de control que permiten capturar esta heterogeneidad observada.

La variable principal de interés es el uso de combustibles contaminantes para cocinar, codificada como dicotómica: toma el valor de 1 si el hogar utiliza leña, carbón, residuo, estiércol u otros combustibles sólidos, y 0 si emplea fuentes limpias como gas o electricidad. Esta variable también se incorpora como control en modelos con estrategias instrumentales. Junto a ella, se incluyen variables sociodemográficas y económicas relevantes para controlar posibles factores de confusión: edad de la mujer del hogar mayor de 35 años, tamaño del hogar, estado civil, condición de pobreza, empleo informal, aseguramiento en salud, condición preexistente de salud, inclusión financiera y tipo de aseguramiento. Estas variables permiten ajustar los modelos por características que podrían influir tanto en el uso de combustibles como en el gasto en salud, mejorando así la validez de los resultados.

3.3 Problemas de endogeneidad

En el análisis del efecto del uso de combustibles contaminantes sobre el gasto en salud, existe evidencia empírica que confirma la presencia de endogeneidad. Siagian y Hartono (2025), en un estudio reciente para Indonesia, demuestran que la elección del tipo de combustible está correlacionada con factores no observables que también afectan el gasto en salud, lo que genera sesgo en las estimaciones. Por esta razón, emplean un modelo con variables instrumentales para identificar el efecto causal.

Dado que en el contexto peruano también persisten condiciones similares —alta informalidad, pobreza energética y acceso limitado a protección financiera—, se justifica la adopción de una estrategia de variables instrumentales. Con el propósito de corregir posibles sesgos de endogeneidad en la estimación del efecto del uso de combustibles contaminantes en la salud, se incorporaron variables instrumentales que cumplen con los requisitos de relevancia y exogeneidad, lo que permite identificar de forma más precisa el impacto causal sobre el gasto en salud.

La primera variable instrumental utilizada es el bono de gas del Fondo de Inclusión Social Energético (FISE), expresado como una variable binaria que indica si el hogar ha sido beneficiario del subsidio estatal orientado a facilitar la compra de gas licuado de petróleo (GLP), promoviendo así la transición hacia el uso de cocinas limpias. Su pertinencia como instrumento es clara: recibir el bono incrementa de manera significativa la probabilidad de utilizar combustibles limpios, como se evidencia en estudios previos. Por ejemplo, Imelda (2020) muestra que programas de subsidio similares en Indonesia reducen la exposición a combustibles contaminantes y mejoran indicadores de salud. En el caso peruano, Agurto Adrianzén (2012) utiliza exposiciones comunitarias a campañas de promoción de cocinas mejoradas como instrumento válido, lo que respalda empíricamente la estrategia adoptada.

Respecto al supuesto de exogeneidad, el diseño del bono FISE está orientado exclusivamente a mejorar el acceso a fuentes energéticas limpias, sin estar condicionado a variables relacionadas con el estado de salud o el gasto médico de los hogares, cumpliendo así con el criterio de exclusión. No se dispone de evidencia que sugiera que la asignación del subsidio afecte de forma directa el gasto en salud, más allá de su efecto mediado por el cambio en el tipo de combustible utilizado.

La segunda variable instrumental corresponde al promedio distrital de uso de cocinas limpias, esta variable captura la influencia del entorno local — incluyendo infraestructura energética, precios relativos, prácticas culturales— sobre la elección del tipo de cocina. Su uso como instrumento está respaldado por Siagian y Hartono (2025), quienes demuestran su validez en el contexto indonesio, argumentando que el comportamiento energético del vecindario afecta la probabilidad de uso de cocinas limpias sin incidir indirectamente en el gasto médico. De este modo, se cumple el supuesto de exclusión, en la medida en que se identifican mecanismos plausibles a través de los cuales la conducta energética de otros hogares pueda influir directamente sobre el gasto en salud de un hogar determinado.

Finalmente, en términos de relevancia estadística, ambos instrumentos presentan asociaciones significativas con la variable endógena en la primera etapa del modelo de variables instrumentales, como se detalla en la sección de resultados. En conjunto, estas variables instrumentales permiten aislar variación exógena en el uso de combustibles contaminantes, fortaleciendo la validez causal de los estimadores obtenidos.

3.4 Estrategia empírica

Como punto de partida, se estima un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) para evaluar la relación entre el uso de combustibles contaminantes. Esta especificación captura una correlación estructural, pero no permite identificar un efecto causal debido a problemas de endogeneidad previamente discutidos.

Para corregir este sesgo, se emplea una estrategia de variables instrumentales, que permite identificar el efecto causal al introducir variación exógena en la variable endógena. Formalmente, se asume que el uso de combustibles contaminantes está correlacionado con el error del modelo estructural, lo que viola los supuestos clásicos:

$$Y_i = \beta \cdot D_i + X_i' \gamma + \xi_i, \text{ con } Cov(D_i, \xi_i) \neq 0$$

Dado que la covarianza entre la variable D_i y el término error no es cero, el estimador es inconsistente. Para corregir este sesgo se implementa una estrategia de variables instrumentales, la cual consiste en encontrar una variable Z_i tal que:

$$Cov(Z_i, D_i) \neq 0 \text{ y } Cov(Z_i, \xi_i) = 0$$

Con estas condiciones, se estima un modelo de dos etapas. En la primera, se predice D_i a partir de los instrumentos, y en la segunda se reemplaza por el componente exógeno ajustado. La validez empírica se evalúa mediante el estadístico F en la primera etapa y la prueba de Hansen en presencia de múltiples instrumentos. Este enfoque se fundamenta en Stock y Watson (2020), y se apoya en los desarrollos metodológicos de Wooldridge (2010).

Con el fin de controlar por heterogeneidad estructural no observada, el modelo lineal incorpora efectos fijos por departamento y por año. La inclusión de efectos fijos departamentales permite absorber características inobservables relativamente constantes en el tiempo, tales como infraestructura sanitaria, nivel de urbanización, estructura productiva regional, disponibilidad hospitalaria o condiciones geográficas persistentes. Por su parte, los efectos fijos anuales capturan shocks macroeconómicos y sanitarios comunes a todos los hogares, incluyendo reformas institucionales, cambios en precios relativos y eventos extraordinarios como la pandemia de COVID-19. En consecuencia, la identificación del efecto causal en esta especificación se basa en variación intra-departamental a lo largo del tiempo, lo que constituye una estrategia de identificación más exigente.

La especificación con variables instrumentales y efectos fijos por departamento y año se considera la especificación preferida para el análisis del modelo lineal, dado que controla simultáneamente por endogeneidad y por heterogeneidad estructural no observada de carácter regional y temporal.

En paralelo, el análisis del gasto catastrófico en salud permite evaluar de manera más precisa el impacto financiero que enfrentan los hogares ante eventos médicos, especialmente aquellos en situación de vulnerabilidad. Se define como gasto catastrófico aquel que supera un umbral crítico de la capacidad de pago del hogar, entendida como el ingreso disponible una vez cubiertas las necesidades alimentarias básicas.

De acuerdo con la metodología de Xu (2005), un hogar incurre en gasto catastrófico cuando sus desembolsos directos en salud superan el 40% de su capacidad de pago. Esta noción ha sido ampliamente adoptada por la Organización Mundial de la Salud (OMS) para analizar la equidad financiera en los sistemas de salud, y se ha utilizado en múltiples estudios sobre empobrecimiento y acceso a servicios médicos.

Esta medida es especialmente relevante en contextos como el peruano, donde amplios sectores de la población carecen de protección financiera y utilizan fuentes energéticas contaminantes, lo cual puede agravar tanto su estado de salud como su situación económica. Al focalizar el análisis en esta variable, se identifican los hogares más afectados por los efectos combinados de pobreza energética y fragilidad del sistema de salud.

Dado que la variable de tratamiento, cocinas contaminantes, puede estar correlacionada con factores no observables que también influyen en la probabilidad de enfrentar gasto catastrófico, se estima un modelo bivariado recursivo de tipo probit. Este enfoque permite controlar explícitamente la endogeneidad de la variable explicativa binaria mediante la estimación conjunta de dos ecuaciones estructurales.

El modelo se especifica como un sistema simultáneo de ecuaciones latentes:

$$\begin{aligned} cat40_i^* &= \alpha_i \cdot pollutingstove + X_i' \beta_1 + \varepsilon_{1i} \\ pollutingstove_i^* &= Z_i' \gamma + X_i' \beta_2 + \varepsilon_{2i} \end{aligned}$$

Donde *cat40* es una variable binaria que indica si el hogar incurre en gasto catastrófico en salud, y *pollutingstove* representa el uso de combustibles contaminantes. La correlación entre los términos de error (ε_{1i} , ε_{2i}) permite capturar la endogeneidad entre ambas decisiones.

Este tipo de modelo ha sido ampliamente utilizado en la literatura empírica cuando se busca estimar efectos causales con variables binarias endógenas (Greene, 2018; Han & Lee, 2019; Edwards et al., 2019). La implementación empírica se realiza mediante el comando *rbiprobit* en Stata, el cual permite además calcular efectos marginales, descomponiendo el impacto de la variable de tratamiento en efectos directos, indirectos y totales (Hasebe, 2013; Coban, 2021).

El foco del análisis recae exclusivamente en el efecto del uso de combustibles contaminantes sobre la probabilidad de enfrentar un gasto catastrófico, sin intentar explicar exhaustivamente todos los determinantes de esta condición. La magnitud e interpretación de los efectos marginales aportan evidencia sobre la magnitud del impacto en hogares vulnerables, fortaleciendo los argumentos para la intervención pública en

temas de pobreza energética y salud. La metodología detallada se encuentra en el Anexo 2.

Además, la estimación de efectos de tratamiento para cuantificar el efecto causal del uso de combustibles contaminantes sobre la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico en salud, se estiman efectos de tratamiento promedio derivados del modelo Probit bivariado recursivo. En este contexto, el uso de cocinas contaminantes se define como el tratamiento, dado que representa la condición estructural cuya influencia causal se desea evaluar sobre el resultado de interés.

Dado que el modelo es no lineal y corrige explícitamente la endogeneidad de una variable explicativa binaria, los coeficientes estimados no son directamente interpretables en términos de cambios en probabilidad. En consecuencia, siguiendo la literatura metodológica, se reportan efectos de tratamiento que permiten una interpretación causal en términos probabilísticos (Hasebe, 2013; Coban, 2021).

En particular, se estiman tres medidas complementarias. El *Average Treatment Effect* (ATE) mide el cambio promedio en la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico que se observaría si todos los hogares de la población utilizaran combustibles contaminantes en lugar de no utilizarlos. Esta medida proporciona una referencia del impacto promedio del tratamiento a nivel poblacional.

El *Average Treatment Effect on the Treated* (ATET) cuantifica el efecto promedio del uso de combustibles contaminantes únicamente para los hogares que efectivamente utilizan este tipo de tecnologías. Esta medida resulta especialmente relevante desde una perspectiva de política pública, ya que describe el impacto causal sobre la población actualmente expuesta al tratamiento.

Finalmente, el *Average Treatment Effect Conditional* (ATEC) representa el efecto esperado del tratamiento condicionado a la estructura del modelo y a las características observadas y no observadas capturadas por el sistema recursivo. Esta medida refleja el impacto marginal del tratamiento bajo la especificación econométrica estimada y permite evaluar la heterogeneidad del efecto derivada del modelo.

El uso conjunto de estas tres medidas permite una caracterización más completa del impacto causal del tratamiento y supera las limitaciones de la interpretación directa de los coeficientes en modelos probit con endogeneidad.

3.5 Robustez y validación econométrica

La robustez empírica de la estimación que evalúa el efecto del uso de combustibles contaminantes sobre la proporción del gasto de bolsillo en salud del hogar se examina mediante un conjunto de especificaciones alternativas orientadas a verificar la estabilidad del efecto frente a distintas fuentes de heterogeneidad no observada y shocks macroeconómicos extraordinarios. Dado que el periodo de análisis abarca los años 2004–2024, resulta necesario descartar que el resultado estimado esté impulsado por diferencias estructurales regionales o por eventos transitorios de carácter nacional.

En primer lugar, se incorporaron efectos fijos por departamento y por año. Los efectos fijos departamentales permiten controlar por características estructurales inobservables relativamente constantes en el tiempo, tales como infraestructura sanitaria, grado de urbanización, estructura productiva regional, presencia de actividad minera o disponibilidad hospitalaria. De este modo, la identificación del efecto se basa en variaciones intra-departamentales a lo largo del tiempo, evitando que el resultado responda únicamente a diferencias estructurales entre regiones.

La inclusión de efectos fijos anuales permite, a su vez, controlar por shocks macroeconómicos y sanitarios comunes a todos los hogares del país, incluyendo reformas institucionales, cambios en precios relativos y el impacto de la pandemia de COVID-19 durante los años 2020 y 2021. La presencia de este shock sanitario extraordinario pudo alterar de manera significativa el comportamiento del gasto en salud de los hogares, independientemente de la exposición al humo de biomasa.

Con el fin de evaluar la sensibilidad del resultado ante este evento excepcional, se estimaron especificaciones alternativas excluyendo los años 2020 y 2021. Asimismo, se realizó una estimación restringida a la submuestra correspondiente a 2023–2024, periodo post-pandemia caracterizado por mayor homogeneidad institucional. Estas estrategias permiten verificar si el mecanismo económico propuesto —mayor exposición a combustibles contaminantes asociada a una mayor proporción de gasto de bolsillo en salud— se mantiene en ausencia de shocks sanitarios extraordinarios. La estabilidad del signo y de la significancia estadística del coeficiente bajo estas especificaciones alternativas refuerza la consistencia empírica del resultado y reduce la probabilidad de que el efecto estimado sea producto de distorsiones temporales.

Adicionalmente, se evalúa la robustez del modelo Probit bivariado recursivo empleado en este estudio se evalúa a partir de la verificación de los supuestos econométricos que sustentan su validez estructural, más que a partir de la magnitud o significancia de los coeficientes estimados. En este sentido, la robustez del enfoque adoptado se entiende como la consistencia estadística del modelo para tratar la endogeneidad de una variable explicativa binaria dentro de un sistema recursivo, en línea con la literatura metodológica especializada (Greene, 2018; Hasebe, 2013; Coban, 2021).

Un elemento central de validación es la posible correlación entre los términos de error no observados de la ecuación que modela la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico en salud y de la ecuación que explica el uso de combustibles contaminantes. En el marco del modelo Probit bivariado recursivo, esta dependencia se resume en el parámetro ρ cuya función es capturar la influencia de factores no observables comunes —como vulnerabilidad estructural, condiciones persistentes de pobreza o restricciones de acceso a servicios— que afectan simultáneamente ambas decisiones. La evaluación de este parámetro permite contrastar formalmente la hipótesis de independencia entre las ecuaciones, condición bajo la cual el modelo se reduciría a dos probit estimados de manera separada.

Desde el punto de vista metodológico, la significancia estadística de ρ y el rechazo de la hipótesis nula $\rho = 0$, evaluada mediante un test de Wald, constituyen evidencia de que la estimación uniecuacional resultaría inapropiada. Este contraste no tiene como objetivo interpretar el signo o magnitud de la correlación, sino verificar que el modelo conjunto es necesario para corregir el sesgo derivado de la endogeneidad. En consecuencia, la presencia de correlación residual valida la elección del enfoque recursivo frente a especificaciones más restrictivas.

Asimismo, la robustez del modelo se evalúa mediante indicadores de ajuste global derivados de la estimación por máxima verosimilitud. El valor del logaritmo de la verosimilitud, junto con los criterios de información de Akaike (AIC) y Bayesiano (BIC), permiten verificar que la especificación conjunta no introduce una penalización excesiva en términos de parsimonia y que el modelo presenta una coherencia interna adecuada en una muestra de gran tamaño. Si bien estos indicadores no constituyen pruebas de

causalidad, su uso es estándar en la literatura para comparar modelos alternativos y descartar problemas severos de mala especificación.

En conjunto, estos elementos confirman que el modelo Probit bivariado recursivo satisface las condiciones econométricas necesarias para tratar la endogeneidad de una variable explicativa binaria y que su estructura es consistente con el problema empírico analizado. En particular, la estrategia adoptada permite capturar de manera explícita la posible interdependencia no observada entre el uso de combustibles contaminantes y el gasto catastrófico en salud, sin imponer supuestos de exogeneidad que resultarían poco plausibles en contextos de pobreza energética. Sobre esta base metodológica robusta, el capítulo siguiente presenta los resultados empíricos y la interpretación de los efectos marginales asociados al tratamiento.



CAPÍTULO IV: RESULTADOS

Con base en el análisis de los datos de la muestra, se observa que aproximadamente el 56.1 % de los hogares utiliza combustibles sólidos para cocinar, en tanto que el 43.9 % emplea combustibles alternativos menos contaminantes. La Tabla 1 presenta un resumen de las principales características descriptivas de los hogares analizados.

En promedio, el gasto en salud representa el 2.2 % del gasto total del hogar. En cuanto a inclusión financiera, el 43 % de los hogares reporta algún grado de acceso o uso de servicios financieros, mientras que el 33.1 % de los miembros del hogar declara padecer al menos una condición preexistente de salud.

El empleo informal se encuentra presente en el 71.3 % de los hogares encuestados, y el 73.4 % manifiesta contar con algún tipo de seguro de salud. Por su parte, el 29.1 % de los hogares se encuentra en condición de pobreza, y el tamaño promedio del hogar asciende a 4.7 personas.

En cuanto a las características demográficas, el 18.7 % de los jefes de hogar está casado, el 50.8 % son mujeres, y el 47.3 % de estas tiene más de 35 años. Con respecto al acceso a fuentes energéticas más limpias, el 67.1 % de los hogares reporta utilizar algún tipo de combustible no contaminante.

En conjunto, estas estadísticas descriptivas sugieren que una proporción considerable de los hogares analizados se encuentra expuesta simultáneamente a condiciones de vulnerabilidad energética, sanitaria y económica. La elevada prevalencia del uso de combustibles sólidos, junto con altos niveles de informalidad laboral y una incidencia no despreciable de condiciones de salud preexistentes, configura un escenario en el que los hogares enfrentan riesgos significativos de incurrir en gastos elevados en salud. Asimismo, aunque una mayoría reporta contar con algún tipo de aseguramiento, la persistencia del gasto de bolsillo y del gasto catastrófico indica que los mecanismos de protección financiera no siempre resultan suficientes para mitigar el impacto económico de los choques sanitarios. Estas características refuerzan la pertinencia de analizar empíricamente el vínculo entre el uso de combustibles contaminantes y el gasto en salud, controlando por factores socioeconómicos y demográficos relevantes.

Tabla 1*Estadística descriptiva*

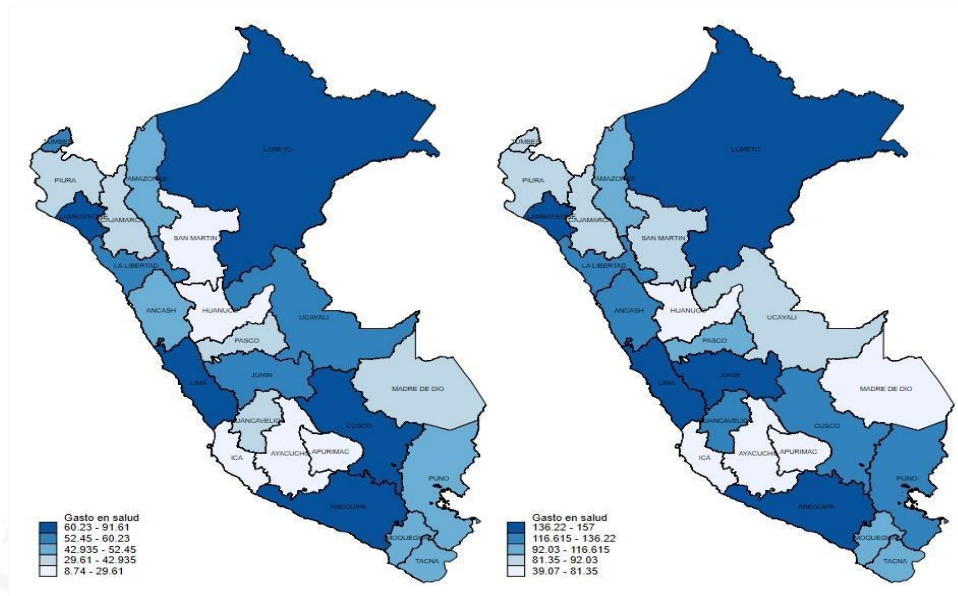
Variable	Descripción	Observaciones	Media	D.E.	Mín.	Máx.
Proportion out-of-pocket health	Proporción del gasto total en salud pagado directamente por el hogar	2,389,017	0.037	0.057	0	0.92
Catastrophic expenditure (40%)	Gasto en salud mayor al 40% de la capacidad de pago	2,562,118	0.074	0.262	0	1
Polluting stove	El hogar utiliza combustible contaminante para cocinar	2,541,074	0.561	0.496	0	1
Financial inclusion	Acceso a servicios financieros formales	812,001	0.43	0.495	0	1
Preexisting condition	La persona reporta tener una condición de salud preexistente	2,250,771	0.331	0.471	0	1
Informal employment	La persona trabaja en el sector informal	1,187,876	0.713	0.453	0	1
Insured	La persona cuenta con algún tipo de seguro de salud	2,562,118	0.734	0.442	0	1
Poor status	El hogar se encuentra clasificado como pobre	2,562,118	0.291	0.454	0	1
Age	Edad de la persona que conforma el hogar	2312368	31.701	22.114	0	98
Household size	Número de personas que conforman el hogar	2,389,017	4.706	2.184	1	23
Married	La persona está casada	2,562,118	0.187	0.39	0	1
Female	Sexo femenino	2,312,379	0.508	0.5	0	1
Female over 35	Mujer de más de 35 años	2,562,118	0.473	0.499	0	1
Distrital proportion clean fuel	Proporción de hogares en el distrito que usan combustibles limpios	2,562,118	0.671	0.249	0	1
Bono gas	El hogar recibe el subsidio de gas (BonoGas)	2562118	0.054	0.226	0	1

Nota. Elaboración propia a partir de datos del INEI – ENAHO (2025).

La Figura 2 presenta un mapa temático con la distribución geográfica del uso de combustibles sólidos para cocinar a nivel departamental en el Perú durante el año 2024. En este gráfico, las tonalidades más oscuras representan una mayor proporción de hogares que utilizan estos combustibles, mientras que las tonalidades más claras indican una menor prevalencia.

Figura 3

Gasto de bolsillo en salud por regiones 2004 y 2024



Nota. Elaboración propia a partir de datos de ENAHO-INEI (2025).

En la Figura 3 se presenta una comparación cartográfica a nivel regional entre los años 2004 y 2024, la cual evidencia una evolución desigual del gasto de bolsillo mensual en salud a nivel departamental. En 2004, departamentos como Loreto, Arequipa y Lima registraban los mayores niveles de gasto per cápita, mientras que regiones como Ucayali, Ayacucho o Madre de Dios presentaban los valores más bajos. Para 2024, si bien se observa una tendencia general al aumento del gasto, persisten brechas territoriales significativas, con algunas regiones mostrando incrementos marcados y otras manteniéndose rezagadas respecto de la media nacional.

Esta dinámica territorial sugiere que las diferencias observadas en el gasto de bolsillo no responden únicamente a variaciones temporales, sino también a disparidades estructurales persistentes entre departamentos. Las regiones con mayores niveles de gasto tienden a coincidir con áreas caracterizadas por brechas en el acceso a servicios básicos, infraestructura sanitaria limitada y una mayor prevalencia de pobreza e informalidad laboral. Asimismo, la heterogeneidad en la evolución del gasto entre 2004 y 2024 indica que ciertos hogares enfrentan una carga financiera en salud desproporcionada frente a

otros. Estas diferencias territoriales y socioeconómicas resaltan la necesidad de un análisis econométrico que permita identificar el efecto específico del uso de combustibles sólidos sobre el gasto en salud, controlando por características observables de los hogares y del entorno, y evaluando si los patrones descriptivos se mantienen una vez consideradas posibles fuentes de sesgo.

Tabla 2

Regresiones proporción de gasto de bolsillo en salud

VARIABLES	OLS	IV	IV
	Benchmark	Bono gas Fise	Distrital proportion clean fuel
Polluting Stove	0.00187*** -0.00007	0.00116*** -0.00044	0.00034** -0.00016
Poor status	0.00392*** -0.0001	0.00403*** -0.00015	0.00424*** -0.00011
Financial inclusion	-0.00053*** -0.00008	-0.00047*** -0.0001	-0.00070*** -0.00008
Preexisting condition	0.00224*** -0.00007	0.00221*** -0.00008	0.00226*** -0.00007
Informal employment	0.00138*** -0.00008	0.00163*** -0.00013	0.00176*** -0.00009
Insured	-0.00132*** -0.00009	-0.00103*** -0.00013	-0.00105*** -0.00009
Household size	-0.00150*** -0.00002	-0.00149*** -0.00002	-0.00147*** -0.00002
Age	-0.00024*** -0.00002	-0.00027*** -0.00002	-0.00025*** -0.00002
Age^2	0.00000*** 0	0.00000*** 0	0.00000*** 0
Married	-0.00032*** -0.00008	-0.00023** -0.0001	-0.00028*** -0.00008
Female	-0.00003 -0.00007	-0.00004 -0.00008	-0.00005 -0.00007
Female over 35	-0.00092*** -0.00014	-0.00064*** -0.00016	-0.00088*** -0.00014
Constant	0.02620*** -0.00041	0.02666*** -0.00049	0.02664*** -0.00042
Observations	346,789	265,754	346,789
R-squared	0.04549	0.04438	0.04436

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota. Elaboración propia a partir de datos del INEI – ENAHO (2025).

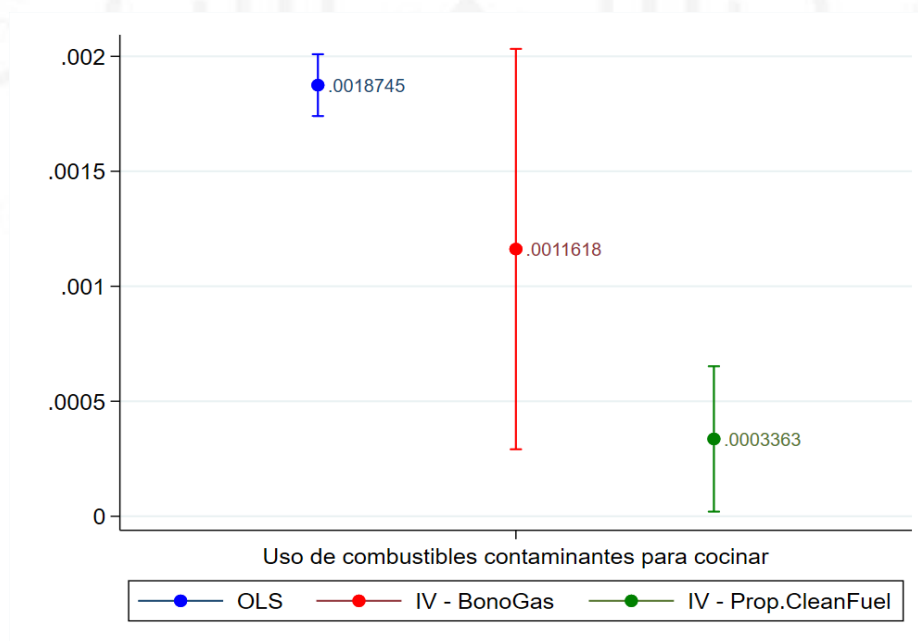
Los resultados del análisis empírico revelan una relación positiva y estadísticamente significativa entre el uso de combustibles sólidos para cocinar y el gasto

mensual en salud de los hogares. Las estimaciones obtenidas mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios indican que los hogares que utilizan este tipo de combustibles presentan, en promedio, un gasto en salud 0.00187 puntos porcentuales mayor que aquellos que emplean fuentes energéticas más limpias, efecto que resulta altamente significativo desde el punto de vista estadístico.

A fin de abordar posibles problemas de endogeneidad —como la selección no aleatoria del tipo de combustible— se estima un modelo con variables instrumentales, utilizando como instrumentos el promedio distrital del uso de combustibles sólidos y la participación en el programa bono gas fise. Las estimaciones confirman la existencia de un efecto positivo y significativo, aunque de menor magnitud, lo cual sugiere que la asociación observada no responde a una correlación espuria, sino que existe evidencia robusta de una relación causal entre la exposición a contaminantes derivados de la cocción con biomasa y un mayor gasto en salud a nivel del hogar.

Figura 4

Intervalos de confianza coeficiente combustibles contaminantes



Nota. Elaboración propia a partir de datos del INEI – ENAHO (2025).

La Figura 4 presenta los intervalos de confianza asociados al coeficiente del uso de combustibles contaminantes para cocinar bajo las distintas especificaciones

econométricas. Se observa que, si bien la magnitud del coeficiente estimado mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios es mayor en comparación con las estimaciones obtenidas a través del enfoque de variables instrumentales, el signo del efecto se mantiene positivo en todos los casos. Esta diferencia en magnitudes sugiere que la estimación por OLS podría estar sobreestimando el efecto del uso de combustibles sólidos sobre el gasto en salud, probablemente debido a la presencia de endogeneidad asociada a características no observadas de los hogares, como condiciones estructurales de pobreza o restricciones en el acceso a servicios básicos.

No obstante, una vez corregido este sesgo mediante el uso de instrumentos plausibles —como la participación en el programa Bono Gas FISE y la proporción distrital de hogares que utilizan combustibles limpios—, el efecto estimado continúa siendo positivo y estadísticamente significativo, aunque de menor tamaño. Este resultado es consistente con la hipótesis de que el uso de combustibles contaminantes incrementa el gasto de bolsillo en salud, y refuerza la interpretación causal del vínculo identificado. La estabilidad del signo y la superposición parcial de los intervalos de confianza entre las distintas especificaciones evidencian que la relación observada no depende de un único método de estimación, sino que constituye un patrón robusto en los datos.

La validez de los instrumentos fue evaluada mediante la prueba de relevancia estadística de la primera etapa, conocida como prueba de F de exclusión conjunta. En ambos casos, los instrumentos superaron ampliamente el umbral convencional de $F > 10$, lo que respalda su poder explicativo. Asimismo, las pruebas de endogeneidad permiten rechazar la hipótesis nula de exogeneidad del regresor, justificando el uso del modelo con variables instrumentales. Las pruebas de robustez de la estrategia de variables instrumentales confirman la validez y consistencia de los resultados obtenidos. En primer lugar, los estadísticos F de la primera etapa superan ampliamente el umbral convencional de 10 establecido en la literatura econométrica, lo que descarta la presencia de instrumentos débiles y evidencia una relación fuerte entre los instrumentos utilizados —la proporción distrital de hogares que emplean combustibles limpios y la recepción del bono gas FISE— y la variable endógena de uso de combustibles contaminantes (Staiger & Stock, 1997). En segundo lugar, las pruebas de endogeneidad permiten rechazar la hipótesis nula de exogeneidad, lo que justifica empíricamente el empleo de un enfoque de variables instrumentales frente a estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios. En

conjunto, estos resultados refuerzan la credibilidad de la estrategia empírica adoptada y respaldan la interpretación causal del efecto del uso de combustibles sólidos sobre el gasto en salud de los hogares peruanos.

Tabla 3

Estimaciones con efectos fijos por departamento y año

VARIABLES	(1) Benchmark	(2) Bono gas Fise	(3) Promedio distrital
polluting_stove	0.00196*** (0.00008)	0.00054 (0.00076)	0.00049* (0.00028)
poor_status	0.00367*** (0.00011)	0.00383*** (0.00016)	0.00389*** (0.00011)
financial_inclusion	-0.00065*** (0.00008)	-0.00068*** (0.00011)	-0.00077*** (0.00008)
preexisting_condition	0.00226*** (0.00007)	0.00220*** (0.00008)	0.00226*** (0.00007)
informal_employment	0.00071*** (0.00009)	0.00103*** (0.00021)	0.00107*** (0.00011)
insured	-0.00138*** (0.00009)	-0.00111*** (0.00013)	-0.00122*** (0.00009)
household_size	-0.00136*** (0.00002)	-0.00132*** (0.00003)	-0.00134*** (0.00002)
age	-0.00024*** (0.00002)	-0.00027*** (0.00002)	-0.00024*** (0.00002)
age2	0.00000*** (0.00000)	0.00000*** (0.00000)	0.00000*** (0.00000)
married	-0.00043*** (0.00008)	-0.00029*** (0.00010)	-0.00041*** (0.00008)
female	-0.00000 (0.00007)	0.00000 (0.00008)	-0.00002 (0.00007)
female_over35	-0.00100*** (0.00014)	-0.00072*** (0.00016)	-0.00097*** (0.00014)
Departamentos Dummy	SI	SI	SI
Año Dummy	SI	SI	SI

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota. Elaboración propia a partir de datos del INEI – ENAHO (2025).

La Tabla 3 presenta las estimaciones que incorporan efectos fijos por departamento y por año, con el propósito de controlar por heterogeneidad estructural regional y por shocks macroeconómicos comunes a nivel nacional. Esta especificación permite que la identificación del efecto del uso de combustibles contaminantes se base en variaciones dentro del mismo departamento a lo largo del tiempo, eliminando la

influencia de características inobservables relativamente constantes —como infraestructura sanitaria, grado de urbanización o disponibilidad hospitalaria— así como cambios institucionales o sanitarios agregados que afectan simultáneamente a todos los hogares.

Bajo esta especificación más exigente, el coeficiente asociado al uso de combustibles contaminantes se mantiene positivo y estadísticamente significativo en la estimación sin instrumentación, lo que indica que los hogares que emplean este tipo de energía destinan una mayor proporción de su gasto total al pago directo en salud. Al introducir la estrategia de variables instrumentales, los resultados muestran que el instrumento basado en la proporción distrital preserva un efecto positivo y estadísticamente significativo, mientras que el instrumento asociado al programa Bono Gas FISE presenta menor precisión estadística. No obstante, el signo del efecto permanece consistente con la hipótesis planteada.

Las variables de control conservan los signos esperados y una magnitud estable respecto de las estimaciones previas. La condición de pobreza y la presencia de enfermedades preexistentes incrementan significativamente la proporción del gasto de bolsillo, mientras que la inclusión financiera y el aseguramiento reducen la carga financiera en salud. La estabilidad de estos resultados al incorporar efectos fijos territoriales y temporales refuerza la interpretación de que el efecto estimado no responde simplemente a diferencias estructurales entre regiones ni a variaciones macroeconómicas comunes, sino a un impacto económico adicional asociado a la exposición a combustibles contaminantes.

Con el objetivo de evaluar la sensibilidad de los resultados frente al shock sanitario extraordinario generado por la pandemia de COVID-19, se estimó una especificación alternativa excluyendo los años 2020 y 2021 del periodo de análisis. Durante estos años, el comportamiento del gasto en salud estuvo fuertemente influenciado por factores excepcionales, como aumentos abruptos en la demanda de atención médica, gastos asociados a hospitalización y tratamiento, restricciones de movilidad, cambios en la oferta de servicios sanitarios y transferencias públicas de emergencia, que podrían alterar la relación estructural entre el uso de combustibles contaminantes y la proporción del gasto de bolsillo en salud. En consecuencia, la

exclusión de estos años permite verificar si el efecto estimado responde a un mecanismo económico persistente vinculado a la exposición energética, o si está siendo amplificado o distorsionado por un evento sanitario transitorio de carácter nacional.

Tabla 4

Estimaciones con efectos fijos excluyendo el periodo 2020–2021 (COVID-19)

VARIABLES	(1) Benchmark	(2) Bono gas Fise	(3) Promedio distrital
polluting_stove	0.00204*** (0.00009)	0.00248*** (0.00087)	0.00110*** (0.00031)
poor_status	0.00417*** (0.00012)	0.00424*** (0.00019)	0.00431*** (0.00013)
financial_inclusion	-0.00081*** (0.00009)	-0.00071*** (0.00012)	-0.00089*** (0.00009)
preexisting_condition	0.00217*** (0.00008)	0.00204*** (0.00010)	0.00217*** (0.00008)
informal_employment	0.00058*** (0.00010)	0.00046* (0.00024)	0.00081*** (0.00012)
insured	-0.00141*** (0.00010)	-0.00129*** (0.00015)	-0.00131*** (0.00010)
household_size	-0.00142*** (0.00002)	-0.00142*** (0.00003)	-0.00140*** (0.00002)
age	-0.00027*** (0.00002)	-0.00031*** (0.00003)	-0.00027*** (0.00002)
age2	0.00000*** (0.00000)	0.00000*** (0.00000)	0.00000*** (0.00000)
married	-0.00037*** (0.00009)	-0.00019* (0.00011)	-0.00036*** (0.00009)
female	0.00007 (0.00008)	0.00012 (0.00009)	0.00006 (0.00008)
female_over35	-0.00095*** (0.00015)	-0.00060*** (0.00018)	-0.00093*** (0.00015)
2.dpto	-0.00164*** (0.00029)	-0.00178*** (0.00035)	-0.00177*** (0.00030)
3.dpto	0.00010 (0.00036)	0.00033 (0.00040)	0.00011 (0.00036)
Departamentos Dummy	SI	SI	SI
Año Dummy	SI	SI	SI

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

La Tabla 4 presenta las estimaciones del efecto del uso de combustibles contaminantes sobre la proporción del gasto de bolsillo en salud, incorporando efectos fijos por departamento y por año, y excluyendo los años 2020 y 2021 correspondientes

al periodo de la pandemia de COVID-19. Esta especificación permite evaluar si el resultado identificado en la muestra completa se mantiene una vez eliminado el shock sanitario extraordinario que pudo alterar transitoriamente el comportamiento del gasto en salud de los hogares.

Los resultados muestran que el coeficiente asociado a `polluting_stove` permanece positivo y estadísticamente significativo en las tres especificaciones. En la estimación base (Benchmark), el efecto asciende a 0.00204 y es significativo al 1 %. Bajo la especificación instrumental utilizando el Bono Gas FISE, el coeficiente aumenta a 0.00248 y mantiene alta significancia estadística. En la estimación instrumental basada en la proporción distrital, el coeficiente es 0.00110 y también resulta significativo al 1 %.

En términos económicos, estos resultados indican que, una vez excluidos los años de pandemia, los hogares que utilizan combustibles contaminantes destinan una mayor proporción de su gasto total al pago directo de servicios de salud, en comparación con aquellos que emplean combustibles más limpios. La magnitud del efecto incluso se incrementa respecto a algunas especificaciones que incluyen todo el periodo, lo que sugiere que el shock sanitario del COVID-19 no estaba amplificando artificialmente el resultado, sino que podía estar introduciendo ruido en la estimación estructural.

Las variables de control mantienen los signos esperados y una elevada significancia estadística. La condición de pobreza incrementa la proporción de gasto de bolsillo; la inclusión financiera y el aseguramiento reducen la carga financiera en salud; la presencia de una condición preexistente aumenta el gasto; y el tamaño del hogar presenta una relación negativa consistente con economías de escala en el gasto. La estabilidad de estos coeficientes refuerza la coherencia interna del modelo.

La incorporación de efectos fijos departamentales y anuales asegura que la identificación se base en variación intra-departamental a lo largo del tiempo, controlando por características estructurales regionales constantes y por shocks macroeconómicos comunes. Bajo esta especificación más exigente y excluyendo el periodo COVID-19, el efecto positivo del uso de combustibles contaminantes se mantiene robusto, lo que fortalece la interpretación de un vínculo económico estructural entre pobreza energética y mayor presión financiera en salud.

Tabla 5*Estimaciones con efectos fijos: submuestra post-pandemia 2023–2024*

VARIABLES	(1) Benchmark	(2) Bono gas Fise	(3) Promedio distrital
polluting_stove	0.00156*** (0.00017)	0.00371*** (0.00134)	0.00147** (0.00060)
poor_status	0.00615*** (0.00023)	0.00574*** (0.00030)	0.00616*** (0.00024)
financial_inclusion	-0.00068*** (0.00016)	-0.00041* (0.00023)	-0.00069*** (0.00018)
preexisting_condition	0.00178*** (0.00016)	0.00173*** (0.00017)	0.00178*** (0.00016)
informal_employment	0.00084*** (0.00023)	0.00039 (0.00035)	0.00086*** (0.00025)
insured	-0.00086*** (0.00024)	-0.00105*** (0.00026)	-0.00086*** (0.00024)
household_size	-0.00146*** (0.00004)	-0.00152*** (0.00005)	-0.00146*** (0.00005)
age	-0.00036*** (0.00004)	-0.00035*** (0.00005)	-0.00036*** (0.00004)
age2	0.00000*** (0.00000)	0.00000*** (0.00000)	0.00000*** (0.00000)
married	0.00011 (0.00019)	0.00012 (0.00020)	0.00011 (0.00019)
female	0.00032** (0.00015)	0.00031** (0.00016)	0.00032** (0.00015)
female_over35	-0.00031 (0.00030)	-0.00028 (0.00031)	-0.00031 (0.00030)
Departamentos Dummy	SI	SI	SI
Año Dummy	SI	SI	SI

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

La Tabla 5 presenta las estimaciones restringidas a la submuestra 2023–2024, incorporando efectos fijos por departamento y por año. Esta especificación permite evaluar si el efecto estimado se mantiene en un entorno post-pandemia caracterizado por mayor estabilidad institucional y ausencia de shocks sanitarios extraordinarios. A diferencia de la exclusión puntual de 2020–2021, esta estrategia concentra el análisis en el periodo más reciente, reduciendo la influencia de cambios estructurales acumulados a lo largo de dos décadas.

Los resultados muestran que el coeficiente asociado al uso de combustibles contaminantes permanece positivo y estadísticamente significativo en las tres

especificaciones. En la estimación base, el efecto es 0.00156 y significativo al 1 %. Bajo la estrategia instrumental con Bono Gas FISE, el coeficiente asciende a 0.00371 y mantiene alta significancia estadística. En la especificación instrumental basada en la proporción distrital, el efecto es 0.00147 y significativo al 5 %. La estabilidad del signo y la persistencia de la significancia estadística indican que el vínculo entre exposición a combustibles contaminantes y mayor proporción de gasto de bolsillo no depende del periodo completo 2004–2024, sino que también se observa en un horizonte temporal reciente.

En términos económicos, estos resultados sugieren que incluso en un contexto post-COVID, donde el sistema de salud y la actividad económica han recuperado cierto nivel de normalidad, los hogares que utilizan combustibles contaminantes continúan destinando una mayor fracción de su gasto total a salud. Esto refuerza la interpretación de que el mecanismo identificado no responde a un evento transitorio, sino a una relación estructural asociada a condiciones de pobreza energética.

Las variables de control mantienen patrones coherentes con las especificaciones anteriores. La condición de pobreza muestra un efecto más elevado en esta submuestra, lo que sugiere una mayor presión financiera sobre hogares vulnerables en el periodo reciente. La inclusión financiera y el aseguramiento continúan reduciendo la proporción de gasto de bolsillo, mientras que la presencia de condiciones preexistentes incrementa el gasto, aunque con magnitud ligeramente menor respecto a la muestra completa. La estabilidad general de los coeficientes refuerza la consistencia interna del modelo.

En conjunto, las Tablas 3, 4 y 5 evidencian que el efecto positivo del uso de combustibles contaminantes sobre la proporción del gasto de bolsillo en salud es robusto a la inclusión de efectos fijos, a la exclusión del periodo COVID-19 y a la estimación en una submuestra post-pandemia. Esto sugiere que el incremento observado en el gasto de salud asociado a la exposición energética constituye un fenómeno persistente.

Habiendo establecido que el uso de combustibles contaminantes incrementa de manera consistente la proporción del gasto de bolsillo en salud, el siguiente paso consiste en analizar si este mayor gasto se traduce en una mayor probabilidad de enfrentar gasto catastrófico. Para ello, se emplea el modelo Probit bivariado recursivo, que permite corregir la endogeneidad de la variable de tratamiento y estimar efectos causales en

términos probabilísticos sobre el umbral del 40 % de capacidad de pago. De este modo, el análisis transita desde la presión financiera promedio hacia su manifestación más extrema en términos de riesgo de empobrecimiento sanitario.

Tabla 6

Estimación por Probit Bivariado Recursivo del gasto catastrófico en el umbral del 40%.

VARIABLES	(1) cat40	(2) Polluting Stove	(3) atanrho
Polluting Stove	0.28657***		
	-0.02107		
Poor status	-0.50520***	0.59797***	
	-0.02138	-0.00595	
Financial inclusion	-0.01616	-0.34554***	
	-0.01325	-0.00445	
Preexisting condition	0.11960***	0.02932***	
	-0.01266	-0.00431	
Married	0.02354*	0.01058**	
	-0.01293	-0.00472	
Informal_employment	-0.05035***	0.46675***	
	-0.01521	-0.00484	
Insured	-0.12577***	0.26405***	
	-0.01465	-0.00497	
Age	0.00345	-0.01275***	
	-0.0031	-0.00108	
Age2	0.00004	0.00014***	
	-0.00003	-0.00001	
Female	-0.0119	-0.04192***	
	-0.01172	-0.00408	
Female over 35	-0.09177***	0.06653***	
	-0.02838	-0.00893	
Distrital proportion clean fuel		-4.18676***	
		-0.01207	
Constant	-2.67775***	2.96466***	-0.10348***
	-0.06766	-0.02484	-0.01388
Observations	588,153	588,153	588,153

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota. Elaboración propia a partir de datos del INEI – ENAHO (2025).

Dado que la variable dependiente de interés representa la ocurrencia de gasto catastrófico en salud con umbral del 40 % de la capacidad de pago del hogar, y es de naturaleza binaria, al igual que la variable explicativa principal —el uso de combustibles contaminantes para cocinar— que también es dicotómica y potencialmente endógena, se

empleó un modelo probit bivariado recursivo con el propósito de corregir posibles sesgos de endogeneidad.

Este enfoque econométrico permite estimar de manera conjunta dos ecuaciones. La primera, de carácter estructural, modela la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico en salud como función del uso de cocinas contaminantes y de un conjunto de variables de control. La segunda, correspondiente a la ecuación de selección, modela la probabilidad de utilizar cocinas contaminantes en función de un instrumento válido y de las mismas características sociodemográficas. La estimación se llevó a cabo mediante el método de máxima verosimilitud, lo cual asegura consistencia bajo supuestos razonables sobre la distribución de los errores.

Como variable instrumental se utilizó la proporción de hogares que emplean combustibles limpios en el distrito. Este instrumento captura condiciones estructurales del entorno energético local —como la disponibilidad de redes de distribución, los precios relativos y las prácticas culturales— que influyen en la decisión de uso de tecnologías de cocina, pero que no afectan directamente el gasto catastrófico en salud una vez controladas las características del hogar. Los resultados empíricos confirman su validez, al mostrar una relación negativa y altamente significativa con el uso de cocinas contaminantes, lo que respalda su relevancia estadística.

En la ecuación estructural, el coeficiente estimado para el uso de cocinas contaminantes fue de 0.287, con significancia estadística al 1 %. Esto indica que el uso de este tipo de tecnologías incrementa de forma significativa la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico en salud. Aunque el coeficiente refleja el cambio en la función de enlace probit —y no una probabilidad marginal directa— su magnitud y nivel de significancia respaldan la hipótesis principal del estudio.

Asimismo, el parámetro de correlación entre los errores de ambas ecuaciones fue de -0.1035 , con significancia estadística al 1 %. Esta correlación negativa evidencia la existencia de dependencia entre los términos de error no observados, lo que permite rechazar la hipótesis nula de exogeneidad y valida empíricamente la necesidad de utilizar un modelo recursivo. En consecuencia, se justifica el uso del modelo bivariado frente a una especificación probit estándar.

En conjunto, los resultados obtenidos ofrecen evidencia robusta de un efecto causal, positivo y estadísticamente significativo del uso de cocinas contaminantes sobre el riesgo de incurrir en gasto catastrófico en salud. Incluso tras controlar por diversas características sociodemográficas y corregir por endogeneidad, el efecto persiste, lo que refuerza la necesidad de implementar políticas públicas que faciliten la transición hacia tecnologías de cocina más limpias, especialmente en hogares vulnerables y distritos con baja penetración de combustibles modernos.

Tabla 7

Indicadores de ajuste y validez del modelo

Indicador	Valor	Error estándar	z	p-valor	Intervalo de confianza (95%)
atanrho	-0.1035	0.0139	-7.5	0	[-0.1307 ; -0.0763]
rho (ρ)	-0.1031	0.0137			[-0.1299 ; -0.0761]
Wald test de $\rho = 0$ (χ^2)	55.61			<0.001	
Log-verosimilitud	-282,224.40				
Número de observaciones (N)	588,153				
AIC	564,498.90				
BIC	564,781.00				

Nota. Elaboración propia a partir de datos del INEI – ENAHO (2025).

La tabla presenta los principales indicadores que validan la pertinencia estadística y la calidad del ajuste del modelo Probit bivariado recursivo. En primer lugar, el parámetro de correlación residual entre los errores de las dos ecuaciones —el principal gasto catastrófico y la endógena uso de combustibles contaminantes— resulta negativo y estadísticamente significativo, lo que evidencia la existencia de dependencia no observada entre ambas decisiones. Este resultado respalda la presencia de endogeneidad y justifica el uso de un modelo recursivo en lugar de una especificación uniecuacional.

El estadístico de Wald asociado permite contrastar la hipótesis nula de independencia entre los errores, la cual es rechazada con un alto nivel de significancia,

confirmando así la validez estructural del modelo conjunto. Finalmente, los criterios de información de Akaike (AIC) y Bayesiano (BIC), junto con el logaritmo de la verosimilitud (log-likelihood), ofrecen métricas complementarias para evaluar el ajuste del modelo, permitiendo su comparación con otras especificaciones alternativas o parciales. En conjunto, estos indicadores refuerzan la solidez metodológica de la estimación realizada.

Tabla 8

Efectos de tratamiento estimados del uso de combustibles contaminantes sobre el gasto catastrófico en salud

Efecto estimado	Valor	Error estándar	Valor z	p-valor	Intervalo de confianza (95%)	Interpretación
ATE	0.0053	0.00041	12.98	0	[0.00449, 0.00608]	Efecto promedio en toda la población
ATET	0.006	0.00062	9.69	0	[0.00481, 0.00725]	Efecto promedio en hogares tratados (que usan leña)
ATEC	0.0017	0.00029	5.73	0	[0.00111, 0.00226]	Efecto en la probabilidad condicional esperada

Nota. Elaborado a partir de datos del INEI – ENAHO (2025).

Para evaluar el efecto causal del uso de cocinas contaminantes sobre la ocurrencia de gasto catastrófico en salud, se estimaron efectos de tratamiento promedio a partir del modelo Probit bivariado recursivo. Dado el carácter no lineal del modelo y la corrección explícita de la endogeneidad del tratamiento, la interpretación se basa en efectos de tratamiento expresados en términos de cambios en probabilidad.

Los resultados indican que el efecto promedio del tratamiento en la población total (ATE) es de 0.528 puntos porcentuales ($p < 0.01$), lo que implica que, en promedio, el uso de combustibles contaminantes incrementa la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico en salud en ese margen cuando se considera a todos los hogares. Por su parte, el efecto promedio sobre los hogares tratados (ATET) asciende a 0.603 puntos

porcentuales ($p < 0.01$), lo que sugiere que el impacto es ligeramente mayor entre los hogares que efectivamente utilizan este tipo de tecnologías de cocina.

Adicionalmente, se reporta el ATEC como una medida complementaria derivada de la estructura del modelo Probit bivariado recursivo. Este efecto representa un impacto marginal condicional y no es directamente comparable con el ATE y el ATET, por lo que su interpretación se limita a reforzar la consistencia interna de la estimación.

Si bien el efecto estimado es reducido a nivel individual, su relevancia económica se amplifica al considerar la magnitud de la población expuesta. Considerando que aproximadamente 56.1 % de los hogares utiliza combustibles contaminantes y que el Perú cuenta con alrededor de 6.9 millones de hogares, el escalamiento ilustrativo de los efectos sugiere que cerca de 36 mil hogares podrían enfrentar un episodio de gasto catastrófico en salud atribuible al uso de cocinas contaminantes cuando se considera a la población total (ATE). Al focalizar el análisis únicamente en los hogares tratados, el efecto estimado (ATET) se traduce en aproximadamente 23 mil hogares directamente afectados.

Estos resultados brindan evidencia consistente de que el uso de combustibles contaminantes constituye un factor relevante de vulnerabilidad financiera en salud, incluso luego de controlar por características sociodemográficas y de corregir la posible endogeneidad mediante modelos con variables instrumentales y un Probit bivariado recursivo.

En este análisis, el uso de cocinas contaminantes se considera la variable de tratamiento porque representa una condición estructural que influye directamente sobre el desenlace de interés: el gasto catastrófico en salud. Esta elección está justificada porque en muchas zonas rurales y altoandinas del país, la elección de usar leña o carbón no es voluntaria, sino impuesta por la ausencia de infraestructura energética o la inaccesibilidad económica al gas o la electricidad. Además, existe abundante evidencia científica que respalda la relación causal entre la exposición al humo de biomasa y enfermedades respiratorias, cardiovasculares y oculares, las cuales generan una demanda sostenida de servicios médicos y, por tanto, mayores gastos en salud (Clark et al., 2013). La variable también captura una dimensión de inequidad estructural, ya que el uso de combustibles sólidos está íntimamente ligado a la pobreza energética, y afecta con mayor intensidad a mujeres, niños y adultos mayores, quienes no solo están más expuestos, sino que también

enfrentan más barreras para acceder a servicios de salud. Finalmente, evaluar sus efectos sobre el gasto catastrófico permite dimensionar los costos económicos de no intervenir con programas de transición energética, como cocinas mejoradas o subsidios focalizados al gas.

Más allá del efecto principal, los resultados secundarios ofrecen perspectivas relevantes sobre las desigualdades estructurales. El coeficiente positivo para pobreza puede parecer contraintuitivo, ya que se esperaría que los hogares pobres gasten menos en salud. No obstante, este resultado puede interpretarse como una expresión de vulnerabilidad financiera extrema ante la falta de acceso a seguros o servicios gratuitos, estos hogares recurren a endeudamiento, préstamos informales o redes familiares para financiar tratamientos médicos, lo cual genera una carga económica desproporcionada frente a su capacidad real de pago.

El mayor gasto en salud observado entre trabajadores informales también refleja la fragilidad del sistema de protección social. La informalidad laboral excluye a muchos hogares del acceso a seguros contributivos, forzándolos a asumir directamente los costos médicos en condiciones de alta incertidumbre económica, con consecuencias que pueden agravar su situación de vulnerabilidad.

En el caso de las mujeres mayores de 35 años, el menor gasto observado no debe interpretarse como una señal de mejor salud. Más bien, podría reflejar restricciones económicas, autolimitación del consumo en salud o roles de género profundamente arraigados que priorizan el bienestar del hogar por encima del autocuidado. Esta interpretación cobra aún más relevancia si se considera que las mujeres, al encargarse de las labores de cocina, están más expuestas a los efectos nocivos del uso de biomasa.

Finalmente, la relación positiva entre tener seguro de salud y el uso de cocinas contaminantes también podría parecer contradictoria. Sin embargo, esto se explica por el perfil de los asegurados en el Perú: una proporción significativa está afiliada al Seguro Integral de Salud (SIS), que atiende a personas en situación de pobreza o pobreza extrema. En ese contexto, tener seguro no representa necesariamente una mejora en las condiciones de vida, sino más bien un marcador de vulnerabilidad estructural.

Estos hallazgos no solo confirman la hipótesis central de esta investigación, sino que también iluminan las intersecciones críticas entre pobreza energética, salud,

informalidad y género. Abordar el problema del uso de cocinas contaminantes requiere una visión de política pública que integre la transición energética, protección social y salud preventiva, con un enfoque explícito en la reducción de desigualdades estructurales. Acciones como el financiamiento de cocinas limpias, subsidios focalizados al GLP, y campañas de sensibilización dirigidas a mujeres en zonas rurales son esenciales para romper el ciclo entre pobreza energética y empobrecimiento por gasto en salud.



CAPÍTULO V: CONCLUSIONES

La presente investigación aporta evidencia empírica robusta de que el uso de cocinas contaminantes —basadas en leña, carbón o residuos— tiene un impacto causal positivo y estadísticamente significativo sobre la probabilidad de que los hogares peruanos incurran en gasto catastrófico en salud. A través de la estimación de distintos enfoques econométricos, incluyendo modelos de variables instrumentales y un modelo probit bivariado recursivo, se logró corregir de manera explícita por problemas de endogeneidad asociados a la elección no aleatoria del tipo de combustible. Los resultados obtenidos confirman que la relación observada no responde a una simple correlación espuria, sino que refleja un vínculo estructural entre pobreza energética, deterioro de la salud y vulnerabilidad financiera de los hogares.

La consistencia de este resultado se mantiene bajo especificaciones más exigentes que incorporan efectos fijos por departamento y por año, lo que permite controlar por heterogeneidad estructural regional y shocks macroeconómicos comunes. Asimismo, la exclusión del periodo 2020–2021, marcado por la pandemia de COVID-19, no altera la dirección ni la significancia del efecto estimado. Incluso al restringir la muestra al periodo post-pandemia 2023–2024, el impacto del uso de combustibles contaminantes sobre el gasto en salud permanece positivo y estadísticamente significativo. Estos hallazgos sugieren que la relación identificada no responde a distorsiones temporales ni a diferencias estructurales entre regiones, sino a un mecanismo económico persistente asociado a la pobreza energética.

Uno de los principales hallazgos del estudio es que, si bien el efecto estimado del uso de cocinas contaminantes sobre la probabilidad de gasto catastrófico puede parecer moderado a nivel individual, su relevancia se amplifica considerablemente cuando se analiza en términos agregados. Al escalar los efectos promedio estimados a nivel nacional, se observa que decenas de miles de hogares peruanos podrían enfrentar gastos médicos que superan umbrales críticos de su capacidad de pago como consecuencia directa del uso de tecnologías de cocina contaminantes. Este resultado permite dimensionar la pobreza energética no solo como un problema ambiental o sanitario, sino

como un factor de riesgo económico sistémico, con implicancias directas sobre el bienestar, la estabilidad financiera y la reproducción intergeneracional de la pobreza.

Los resultados también evidencian que los impactos del uso de combustibles sólidos no se distribuyen de manera homogénea entre la población. Los hogares en condición de pobreza y aquellos con empleo informal presentan una exposición significativamente mayor al riesgo de incurrir en gasto catastrófico en salud, lo cual se explica por su limitada capacidad de ahorro, su dependencia del gasto de bolsillo y las restricciones de acceso efectivo a mecanismos de protección financiera. En este sentido, la informalidad laboral emerge como un factor clave que amplifica los efectos negativos de la pobreza energética, al reducir la cobertura de seguros contributivos y aumentar la fragilidad económica frente a choques sanitarios.

Asimismo, el análisis revela patrones relevantes desde una perspectiva de género. Las mujeres mayores de 35 años, quienes suelen asumir de manera desproporcionada las tareas domésticas y de cocina, se encuentran más expuestas a la contaminación intradomiliar generada por el uso de biomasa. Sin embargo, el menor nivel de gasto en salud observado en este grupo no debe interpretarse como un indicador de mejor estado de salud, sino más bien como una posible señal de subutilización de servicios médicos, restricciones económicas o normas sociales que priorizan el bienestar del hogar por encima del autocuidado. Este hallazgo subraya la necesidad de incorporar un enfoque de género en el diseño de políticas energéticas y sanitarias.

Desde el punto de vista de política pública, los resultados de esta tesis sugieren que la promoción de tecnologías limpias para cocinar constituye una intervención altamente costo-efectiva, con beneficios que trascienden el ámbito energético. La implementación de programas de cocinas mejoradas o de transición hacia combustibles modernos debe considerar no solo la disponibilidad tecnológica, sino también factores de adopción cultural, condiciones de vivienda, infraestructura local y sostenibilidad en el tiempo. Experiencias previas muestran que las políticas que no incorporan estos elementos suelen presentar tasas de abandono elevadas, limitando su impacto real.

Adicionalmente, dada la elevada prevalencia de informalidad laboral en el país, resulta fundamental fortalecer los mecanismos de protección financiera en salud. En particular, se recomienda que programas públicos como el Seguro Integral de Salud (SIS)

amplíen y refuercen su cobertura efectiva para enfermedades respiratorias y cardiovasculares asociadas a la contaminación intradomiciliaria, especialmente en zonas rurales y altoandinas donde el uso de biomasa es más frecuente. La protección financiera frente a estos choques sanitarios permitiría reducir la incidencia de gasto catastrófico y prevenir procesos de empobrecimiento inducidos por gastos médicos.

Asimismo, considerando que niños y mujeres concentran una mayor exposición al humo doméstico, se recomienda la implementación de estrategias preventivas de salud pública, como evaluaciones periódicas en centros educativos y campañas de detección temprana de enfermedades respiratorias. Este tipo de intervenciones no solo contribuiría a mejorar los resultados en salud, sino que también reduciría el gasto futuro en atención médica, generando retornos económicos y sociales de largo plazo.

En conjunto, los hallazgos de esta investigación refuerzan la idea de que la pobreza energética es un fenómeno multidimensional que interactúa con la informalidad, la desigualdad de género y las limitaciones del sistema de salud, generando un círculo vicioso de vulnerabilidad económica y deterioro del bienestar. La evidencia presentada aporta insumos relevantes para el diseño de políticas públicas integradas que articulen los sectores de energía, salud y desarrollo social, con el objetivo de romper el vínculo entre cocinar con combustibles contaminantes y el empobrecimiento por gasto en salud.

Finalmente, esta tesis contribuye a la literatura empírica al documentar, para el caso peruano y utilizando microdatos de largo plazo, que la transición hacia tecnologías de cocina limpias no es únicamente una cuestión de sostenibilidad ambiental, sino una prioridad de salud pública y justicia social. Reducir la dependencia de combustibles sólidos puede mejorar la salud, proteger el capital humano y aliviar la carga financiera que enfrentan miles de hogares, avanzando hacia un modelo de desarrollo más inclusivo y equitativo.

CAPITULO VI: RECOMENDACIONES

A partir de los resultados obtenidos y de la evidencia empírica presentada a lo largo de esta investigación, se plantean las siguientes recomendaciones orientadas a la formulación de políticas públicas integrales que aborden de manera efectiva el vínculo entre pobreza energética, salud y vulnerabilidad económica de los hogares peruanos.

En primer lugar, resulta prioritario acelerar la transición hacia tecnologías de cocina limpias, especialmente en zonas rurales y periurbanas donde el uso de combustibles sólidos continúa siendo elevado. Programas como el Bono Gas FISE deben ser fortalecidos y ampliados, no solo en términos de cobertura, sino también en términos de continuidad y acompañamiento. La evidencia sugiere que la adopción de combustibles limpios no depende únicamente del subsidio monetario, sino también de factores como la estabilidad en el suministro, los costos de reposición, la accesibilidad geográfica y la adecuación cultural de las tecnologías. Por ello, se recomienda complementar los subsidios con estrategias de asistencia técnica, capacitación y seguimiento, que garanticen un uso sostenido de las cocinas limpias en el tiempo.

En segundo lugar, las políticas energéticas deben incorporar explícitamente una perspectiva de salud pública. Dado que el uso de combustibles sólidos genera costos sanitarios significativos que se traducen en mayores gastos de bolsillo y gasto catastrófico, la promoción de tecnologías limpias debe ser concebida como una inversión preventiva en salud. En este sentido, se recomienda fortalecer la coordinación intersectorial entre los ministerios de Energía y Minas, Salud y Desarrollo e Inclusión Social, con el objetivo de diseñar intervenciones conjuntas que internalicen los costos sanitarios de la pobreza energética y reduzcan la presión futura sobre el sistema de salud.

En tercer lugar, se sugiere reforzar los mecanismos de protección financiera en salud, especialmente para hogares en situación de pobreza y con empleo informal. Los resultados de la tesis muestran que estos hogares enfrentan una mayor probabilidad de incurrir en gasto catastrófico, incluso cuando cuentan con algún tipo de aseguramiento. Por ello, se recomienda que el Seguro Integral de Salud (SIS) amplíe la cobertura efectiva de diagnósticos, tratamientos y medicamentos vinculados a enfermedades respiratorias y cardiovasculares asociadas a la contaminación intradomiciliaria. Asimismo, sería

pertinente evaluar la implementación de esquemas de cobertura diferenciada o prioritaria en distritos con alta prevalencia de uso de combustibles sólidos.

En cuarto lugar, se recomienda fortalecer las estrategias de prevención y detección temprana de enfermedades, particularmente en poblaciones vulnerables como mujeres y niños. Dado que las mujeres —por su rol en las labores domésticas— presentan mayores niveles de exposición al humo de biomasa, es fundamental implementar campañas de salud preventiva dirigidas a este grupo, incluyendo controles periódicos, educación sanitaria y promoción del autocuidado. En el caso de los niños, se sugiere articular intervenciones desde el sistema educativo, mediante evaluaciones respiratorias periódicas en escuelas rurales, lo cual permitiría reducir la incidencia de enfermedades crónicas y los costos médicos asociados en el largo plazo.

Asimismo, las políticas de transición energética deben considerar explícitamente el enfoque de género. La menor utilización de servicios de salud observada en mujeres mayores de 35 años, pese a su alta exposición al riesgo, sugiere la existencia de barreras económicas y socioculturales que limitan el acceso oportuno a atención médica. En este contexto, se recomienda diseñar intervenciones que reduzcan estas barreras, como campañas de información focalizadas, servicios de salud comunitarios y programas que integren la provisión de cocinas limpias con acciones de empoderamiento femenino.

Desde una perspectiva territorial, se recomienda priorizar las intervenciones en departamentos y distritos con alta concentración de pobreza energética, identificados a partir de mapas de uso de combustibles sólidos y gasto en salud. La evidencia presentada en esta tesis muestra que las brechas territoriales son persistentes y reflejan desigualdades estructurales en infraestructura, acceso a servicios básicos y condiciones de vida. Por ello, una asignación focalizada de recursos permitiría maximizar el impacto de las políticas públicas y reducir las disparidades regionales.

Finalmente, se recomienda promover la generación y uso sistemático de información para el diseño y evaluación de políticas. El uso de microdatos de la ENAHO ha demostrado ser una herramienta poderosa para analizar la relación entre energía, salud y economía del hogar. No obstante, sería deseable complementar estas fuentes con información más detallada sobre condiciones de vivienda, ventilación, intensidad de uso de combustibles y costos sanitarios específicos asociados a enfermedades respiratorias.

Esto permitiría desarrollar evaluaciones más precisas y diseñar intervenciones basadas en evidencia.

En conjunto, estas recomendaciones subrayan que la lucha contra la pobreza energética no debe limitarse a una agenda ambiental, sino que constituye una estrategia clave para mejorar la salud, reducir la vulnerabilidad económica y promover un desarrollo más equitativo. Abordar el uso de cocinas contaminantes desde una perspectiva integral permitirá no solo reducir el gasto catastrófico en salud, sino también proteger el capital humano y romper ciclos persistentes de pobreza en el Perú.



REFERENCIAS

- Agurto Adrianzén, M. (2014). Social capital and improved stoves usage decisions in the Northern Peruvian Andes. *World Development*, 54, 1–17. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.07.004>
- Awan, A., Rahut, D. B., & Abbassi, F. A. (2025). Does biomass fuel use for cooking affect early childhood development? A case study of Kiribati. *Asia & the Pacific Policy Studies*, 12, e70055. <https://doi.org/10.1002/app5.70055>
- Badamassi, A., Xu, D., & Leyla, B. H. (2017). The Impact of Residential Combustion Emissions on Health Expenditures: Empirical Evidence from Sub-Saharan Africa. *Atmosphere*, 8(9), 157. <https://doi.org/10.3390/atmos8090157>
- Balakrishnan, K., Ghosh, S., Ganguli, B., Sambandam, S., Bruce, N., Barnes, D. F., & Smith, K. R. (2013). *State and national household concentrations of PM_{2.5} from solid cookfuel use: Results from measurements and modeling in India for estimation of the global burden of disease*. *Environmental Health*, 12, 77. <https://doi.org/10.1186/1476-069X-12-77>
- Becker, G. S. (1975). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. University of Chicago Press.
- Bouzarovski, S., & Petrova, S. (2015). A global perspective on domestic energy deprivation: Overcoming the energy poverty–fuel poverty binary. *Energy Research & Social Science*, 10, 31–40. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2015.06.007>
- Brooks, N., Bhojvaid, V., Jeuland, M. A., Lewis, J. J., Patange, O., & Pattanayak, S. K. (2016). How much do alternative cookstoves reduce biomass fuel use? Evidence from North India. *Resource and Energy Economics*, 43, 153–171. <https://doi.org/10.1016/j.reseneeco.2015.12.001>
- Castro, A., & Moreno, A. I. (2011). *Campaña Nacional Medio millón de cocinas mejoradas, por un Perú sin humo: Logros alcanzados (junio 2009–mayo 2011)*. Comisión Interministerial de Asuntos Sociales (CIAS) / GIZ. [https://energypedia.info/images/3/3d/Logros de la Campaña por un Perú sin humo 2011.pdf](https://energypedia.info/images/3/3d/Logros_de_la_Campaña_por_un_Perú_sin_humo_2011.pdf)

- Chair, S.Y., Choi, K.C., Chong, M.S. et al. (2023). Household air pollution from solid fuel use and depression among adults in rural China: evidence from the China Kadoorie Biobank data. *BMC Public Health* 23, 1081 <https://doi.org/10.1186/s12889-023-16038-3>
- Chávez, C., Seinfeld, J., & Cortez, R. (2019). ¿Quién financia la salud en el Perú? Un análisis de la ENAHO. Universidad del Pacífico, Centro de Investigación.
- Chen, D., Wei, H., Zhang, Y., Yang, X., Xu, Y., Guan, Q., Zhang, M., Hang, B., & Xia, Y. (2024). Effects of indoor air pollution from household solid fuel use on the risk of gastrointestinal and liver diseases in middle aged and elderly adults. *Environment International*, 188, 108738. <https://doi.org/10.1016/j.envint.2024.108738>
- Clark, M. L., Peel, J. L., Balakrishnan, K., Breyse, P. N., Chillrud, S. N., Naeher, L. P., Rodes, C. E., Vette, A. F., & Balbus, J. M. (2013). Health and household air pollution from solid fuel use: the need for improved exposure assessment. *Environmental health perspectives*, 121(10), 1120–1128. <https://doi.org/10.1289/ehp.1206429>
- Coban, M. (2021). Rbiprobit: Recursive bivariate probit estimation and decomposition of marginal effects [Presentación]. 2021 Stata Conference. Disponible en https://www.stata.com/meeting/us21/slides/US21_Coban.pdf
- Danrong C., Hongcheng W., Yuepei Z., Xu Y., Yifan X., Quanquan G., Mingzhi Z., Bo H., Yankai X., Effects of indoor air pollution from household solid fuel use on the risk of gastrointestinal and liver diseases in middle aged and elderly adults. *Environment International*. Volume 188, 2024,108738, ISSN 0160-4120, <https://doi.org/10.1016/j.envint.2024.108738>.
- Dunphy, N., Lennon, B., & Velasco-Herrejón, P. (2024). Towards a better understanding of energy poverty. En P. Velasco-Herrejón, B. Lennon, & N. P. Dunphy (Eds.), *Living with energy poverty: Perspectives from the Global North and South* (Cap. 22). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781003408536-27>.
- Edwards, R. D., Andersen, S., & Grossman, D. (2019). Health economics and applied econometrics: Use of bivariate probit models with discrete endogenous variables.

- EnDev Perú & Deutsche Gesellschaft für Internationale Zusammenarbeit (GIZ). (2011). Campaña Nacional “Medio millón de cocinas mejoradas, Por un Perú sin Humo”: Logros alcanzados (junio 2009 – mayo 2011). Informe técnico. GIZ.
- Ezeh, O.K., Agho, K.E., Dibley, M.J. et al. (2014) The effect of solid fuel use on childhood mortality in Nigeria: evidence from the 2013 cross-sectional household survey. *Environ Health* 13, 113 <https://doi.org/10.1186/1476-069X-13-113>
- Francke, P. (2013). El Seguro Integral de Salud y la protección financiera en el Perú. Documento de Investigación, Universidad del Pacífico.
- García-Frapolli, E., Schilman, A., Berrueta, V. M., Riojas-Rodríguez, H., Edwards, R. D., Johnson, M., Guevara-Sanginés, A., Armendariz, C., & Masera, O. (2010). Beyond fuelwood savings: Valuing the economic benefits of introducing improved biomass cookstoves in the Purépecha region of Mexico. *Ecological Economics*, 69(12), 2598–2605. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2010.08.004>
- Greene, W. H. (2018). *Econometric Analysis* (8th ed.). Pearson.
- Han, S., & Lee, L. (2019). On the identification of treatment effects with a binary endogenous regressor. *Econometric Reviews*, 38(6), 702–731.
- Hanna, R., Duflo, E., & Greenstone, M. (2016). Up in Smoke: The Influence of Household Behavior on the Long-Run Impact of Improved Cooking Stoves. *American Economic Journal: Economic Policy*, 8(1), 80–114. <http://www.jstor.org/stable/24739171>
- Hasebe, T. (2013). Marginal effects of a bivariate binary choice model. *Economics Letters*, 121(2), 298–301. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2013.08.028>
- Hsu, J., Flores, G., Evans, D. B., Mills, A., & Hanson, K. (2018). *Measuring financial protection against catastrophic health expenditures: Methodological challenges for global monitoring*. **International Journal for Equity in Health**, 17(1), 1–13. <https://doi.org/10.1186/s12939-018-0749-5>
- Hystad, P., Duong, M., Brauer, M., Larkin, A., Arku, R., Kurmi, O. P., Fan, W. Q., Avezum, A., Azam, I., Chifamba, J., Dans, A., du Plessis, J. L., Gupta, R., Kumar, R., Lanas, F., Liu, Z., Lu, Y., Lopez-Jaramillo, P., Mony, P., Mohan, V., ... [on behalf of Prospective Urban and Rural Epidemiological (PURE) Study

- investigators] (2019). Health Effects of Household Solid Fuel Use: Findings from 11 Countries within the Prospective Urban and Rural Epidemiology Study. *Environmental health perspectives*, 127(5), 57003. <https://doi.org/10.1289/EHP3915>
- Imelda. (2020). Cooking that kills: Cleaner energy access, indoor air pollution, and health. *Journal of Development Economics*, 147, 102548. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2020.102548>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). (2025a). *Perú: Evolución de la pobreza monetaria 2015–2024*. Gobierno del Perú. <https://www.gob.pe/institucion/inei/informes-publicaciones/6763186-peru-evolucion-de-la-pobreza-monetaria-2015-2024>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). (2025b). *Pobreza monetaria afectó al 27,6 % de la población del país en el año 2024* [Comunicado de prensa]. Gobierno del Perú. <https://www.gob.pe/institucion/inei/noticias/1164173-pobreza-monetaria-afecto-al-27-6-de-la-poblacion-del-pais-en-el-ano-2024>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). (2025c). *Población ocupada del país alcanzó 17 322 900 personas en el año 2024* [Comunicado de prensa]. Gobierno del Perú. <https://www.gob.pe/institucion/inei/noticias/1110094-poblacion-ocupada-del-pais-alcanzo-17-millones-322-mil-900-personas-en-el-ano-2024>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). (2025d). *Indicadores de empleo e informalidad laboral en el Perú, periodo 2023–2024*. Lima: INEI.
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). (2025e). *Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO)*. Recuperado de <https://www.gob.pe/institucion/inei/campanas>
- Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI). (2025f). *Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO) 2004–2024 – Microdatos oficiales* [Conjunto de datos]. INEI, Perú. Recuperado del portal institucional de microdatos.

- Ji, H., Du, L., Sun, M. et al. (2021) Association between solid fuel use and cognitive decline among middle-aged and elderly Chinese adults: a longitudinal study. *Sci Rep* 11, 3634. <https://doi.org/10.1038/s41598-021-83171-7>
- Lazo-González, O., Alcalde-Rabanal, J., Espinosa-Henríquez, J., & Hernández-Vásquez, A. (2019). Cobertura y protección financiera en salud en Perú: avances y desafíos. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 36(3), 419–428. <https://doi.org/10.17843/rpmesp.2019.363.4595>
- Lenz, L., Bensch, G., Chartier, R., Kane, M., Ankel-Peters, J., & Jeuland, M. (2023). Releasing the killer from the kitchen? Ventilation and air pollution from biomass cooking. *Development Engineering*, 8, 100108. <https://doi.org/10.1016/j.deveng.2023.100108>
- Lin, B., & Wei, K. (2022). Does Use of Solid Cooking Fuels Increase Family Medical Expenses in China? *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(3), 1649. <https://doi.org/10.3390/ijerph19031649>
- Ma, X., He, J., Hu, Q., Wang, W., & Qiao, H. (2024). Association between cooking with solid fuels and depressive symptoms among middle-aged and older adults in China: The mediating effect of the residential environment. *Ecotoxicology and Environmental Safety*, 284, 116886. <https://doi.org/10.1016/j.ecoenv.2024.116886>
- McCollum, E. D., McCracken, J. P., Kirby, M. A., Grajeda, L. M., Hossen, S., Moulton, L. H., Simkovich, S. M., Goodman-Palmer, D., Rosa, G., Mukeshimana, A., Balakrishnan, K., & Thangavel, G. (2024). Liquefied Petroleum Gas or Biomass Cooking and Severe Infant Pneumonia. *New England Journal of Medicine*, 390(1), 44–54. <https://doi.org/10.1056/NEJMoa2305681>
- McKague, F., Lawson, R., Scott, M. & Wooliscroft, B. (2017). Understanding energy poverty through the energy cultures framework. *Energy Poverty and Vulnerability: A Global Perspective*.
- Mohamad, U., Zainudin, N. & Osman, S. (2024). A Review Factors Contributing to Energy Poverty. *Studies in Systems, Decision and Control*

- Mohammad A.& Ramma T. (2019) Association Between Solid Cooking Fuels and Respiratory Disease Across Socio-Demographic Groups in India. *Journal of Health and Pollution*. <https://doi.org/10.5696/2156-9614-9.23.190911>
- Odo, D. B., Yang, T. C., Oraka, E., & Wang, Y. (2021). A systematic review and appraisal of epidemiological studies on household fuel use and its health effects using Demographic and Health Surveys. *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 30235–30249. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-12797-4>
- Organización Mundial de la Salud (OMS). (2025). Gasto de los hogares en salud que se considera catastrófico. World Health Data Hub. <https://data.who.int/es/indicadores/i/B6D043E/4934B28>
- Organización Mundial de la Salud. (2023). Determinantes sociales de la salud. Recuperado de <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/social-determinants-of-health>
- Parry, I., Heine, D., Li, S., & Lis, E. (2014). *How Should Different Countries Tax Fuels to Correct Environmental Externalities?* *Economics of Energy & Environmental Policy*, 3(2).
- Phillip, E., Langevin, J., Davis, M., Kumar, N., Walsh, A., Jumbe, V., Clifford, M., Conroy, R., & Stanistreet, D. (2023). Improved cookstoves to reduce household air pollution exposure in sub-Saharan Africa: A scoping review of intervention studies. *PloS one*, 18(4), e0284908. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0284908>
- Pigou, A. C. (1920). *The Economics of Welfare*. Macmillan.
- Rabanal, J., Lazo-González, O., & Nigenda, G. (2019). Sistema de salud de Perú. *Salud Pública de México*, 61(2), 243–254. <https://doi.org/10.21149/10536>
- Saenz, J., Wong, R., & Ailshire, J. A. (2018). *Indoor air pollution and cognitive function among older Mexican adults*. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 72(1). <https://doi.org/10.1136/jech-2017-209704>
- Schirmer Soares, R., Weiss, M., Lampis, A., Bermann, C., & Hallack, M. (2023). Pobreza energética en los hogares y su relación con otras vulnerabilidades en América Latina: El caso de Argentina, Brasil, Colombia, Perú y Uruguay. Banco Interamericano de Desarrollo (BID). <https://doi.org/10.18235/0004702>

- Schultz, T. W. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1–17. <https://www.jstor.org/stable/1818907>
- Seguin R, Flax VL, Jagger P (2018) Barriers and facilitators to adoption and use of fuel pellets and improved cookstoves in urban Rwanda. *PLoS ONE* 13(10): e0203775. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0203775>
- Sen, A. (1999). *Development as Freedom*. Oxford University Press.
- Siagian, T. O. P., & Hartono, D. (2025). Does the use of solid cooking fuels increase household out-of-pocket medical expenses? Evidence from Indonesia. *Journal of Indonesian Economy and Business*, 40(1), 44–56. <https://doi.org/10.22146/jieb.v40i1.11412>
- Staiger, D., & Stock, J.H. (1997). Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*, 65(3), 557–586.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2020). *Introduction to econometrics* (4th ed.). Pearson Education.
- Stoner, O., Lewis, J., Martínez, I. L., Gumy, S., Economou, T., & Adair-Rohani, H. (2021). Household cooking fuel estimates at global and country level for 1990 to 2030. *Nature communications*, 12(1), 5793. <https://doi.org/10.1038/s41467-021-26036-x>
- Thacker, K.S., Barger, K.M. and Mattson, C.A. (2017) Balancing Technical and User Objectives in the Redesign of a Peruvian Cookstove. *Development Engineering*.
- Upadhyay, A.K., Singh, A., Kumar, K. et al. (2015) Impact of indoor air pollution from the use of solid fuels on the incidence of life threatening respiratory illnesses in children in India. *BMC Public Health* 15, 300. <https://doi.org/10.1186/s12889-015-1631-7>
- Wagstaff, A., van Doorslaer, E., van der Burg, H., Calonge, S., Christiansen, T., Citoni, G., Winkelhake, O. (1999). Equity in the finance of health care: some further international comparisons. *Journal of Health Economics*, 18(3), 263–290. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(98\)00044-7](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(98)00044-7)

- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.
- World Health Organization. (2010). Health systems financing: The path to universal coverage (World Health Report 2010). <https://www.who.int/publications/i/item/9789241564021>
- Xu, K. (2005). Distribution of health payments and catastrophic expenditures: Methodology (EIP/FER/DP.05.2). World Health Organization. <https://iris.who.int/handle/10665/69030>
- Xu, K., Evans, D. B., Kawabata, K., Zeramdini, R., Klavus, J., & Murray, C. J. L. (2003). Household catastrophic health expenditure: a multicountry analysis. *The Lancet*, 362(9378), 111–117. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(03\)13861-5](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(03)13861-5).
- Yu, K., Qiu, G., Chan, K. H., Lam, K. B. H., Kurmi, O. P., Bennett, D. A., ... & Chen, Z. (2020). Association of solid fuel use for cooking with risk of cardiovascular and all-cause mortality in rural China. *JAMA*, 319(13), 1351–1361. <https://doi.org/10.1001/jama.2018.1974>
- Yuexi C., Shuojia X., Xirong C., Xiaowen Z., Linhang Y., WLin, Junfeng Huang, Ruchong Chen (2025) Impact of solid fuel use on asthma prognosis and consistent peak expiratory flow changes: Evidence from China. *Ecotoxicology and Environmental Safety*, Volume 290, 117555, ISSN 0147-6513, <https://doi.org/10.1016/j.ecoenv.2024.117555>.



ANEXOS

Anexo 1: Construcción gasto catastrófico

Las variables de gasto catastrófico en salud, empobrecimiento por gasto en salud y el índice de equidad en la contribución financiera (FFC Index) fueron construidas siguiendo la metodología propuesta por Xu (2005), desarrollada para la Organización Mundial de la Salud (OMS). A continuación, se detallan los pasos para la construcción de cada una

Un hogar se considera que incurre en gasto catastrófico en salud si sus pagos de bolsillo en salud (oop_i) equivalen o superan el 40% de su capacidad de pago (ctp_i). Esta capacidad de pago se define como el gasto del hogar disponible después de cubrir el gasto de subsistencia (se_i). La variable se construye como una variable dicotómica ($cata_i$):

$$cata_i \begin{cases} 1 & \text{si } \frac{oop_i}{ctp_i} \geq 0.4 \\ 0 & \text{si } \frac{oop_i}{ctp_i} < 0.4 \end{cases}$$

La **capacidad de pago** (ctp_i) se calcula como:

$$ctp_i \begin{cases} exp_i - se_i & \text{si } se_i \leq food_i \\ exp_i - food_i & \text{si } se_i > food_i \end{cases}$$

exp_i : gasto total del hogar

$food_i$: gasto en alimentos

se_i : gasto de subsistencia del hogar

Esta corrección permite tratar casos en los que el hogar reporta un gasto alimentario inferior al nivel considerado como subsistencia, lo cual puede deberse a subregistro, autoconsumo o ayudas externas no monetaria

El **gasto de subsistencia** (se_i) se estima a partir del gasto en alimentos ajustado por el tamaño equivalente del hogar. Para ello, se utiliza una escala de equivalencia que incorpora economías de escala en el consumo:

$$eqsize_i = hsize_i^\beta$$

donde $hsize_i$ es el tamaño del hogar y β es un parámetro de escala. Según Xu (2005), el valor de beta fue estimado en 0.56 a partir de una regresión logarítmica entre el gasto en alimentos y el tamaño del hogar en 59 países. Este valor refleja que, aunque

el consumo aumenta con el tamaño del hogar, no lo hace de forma proporcional.

Luego, se calcula el gasto alimentario ajustado ($eqfood_i$) y se identifica el promedio de este gasto entre los hogares que se encuentran entre los percentiles 45 y 55 de la distribución del gasto en alimentos como proporción del gasto total. Dicho valor se considera la **línea de pobreza alimentaria** (pl) y se aplica a cada hogar según su tamaño equivalente:

$$se_i = pl \times eqsize_i$$

Se considera que un hogar sufre **empobrecimiento por gasto en salud** si, tras realizar pagos directos por atención médica, su gasto total cae por debajo del nivel de subsistencia. La evaluación se realiza comparando la situación del hogar antes y después del pago de bolsillo en salud:

Si el hogar no es pobre antes de pagar por salud ($exp_i \geq se_i$), pero sí lo es después de efectuar dichos pagos ($exp_i - oop_i < se_i$), se clasifica como hogar empobrecido por motivos de salud.

Esta variable se construye también como una variable dicotómica:

$$i \begin{cases} 1 & \text{si } exp_i > se_i \text{ y } exp_i - oop_i < se_i \\ 0 & \text{si } exp_i > se_i \text{ y } exp_i - oop_i \geq se_i \end{cases} \text{impoor}$$

Por otro lado, El índice de equidad en la contribución financiera mide cuán justa es la distribución del financiamiento en salud en relación con la capacidad de pago de los hogares. El índice se basa en la comparación entre la contribución relativa de cada hogar al sistema de salud (medida por sus pagos directos) y su capacidad de pago.

El FFC Index se define como:

$$FFC = 1 - \frac{0.5 \sum_{i=1}^n \left| \frac{oop_i}{ctp_i} - \bar{S} \right| w_i}{S \sum_{i=1}^n w_i}$$

donde:

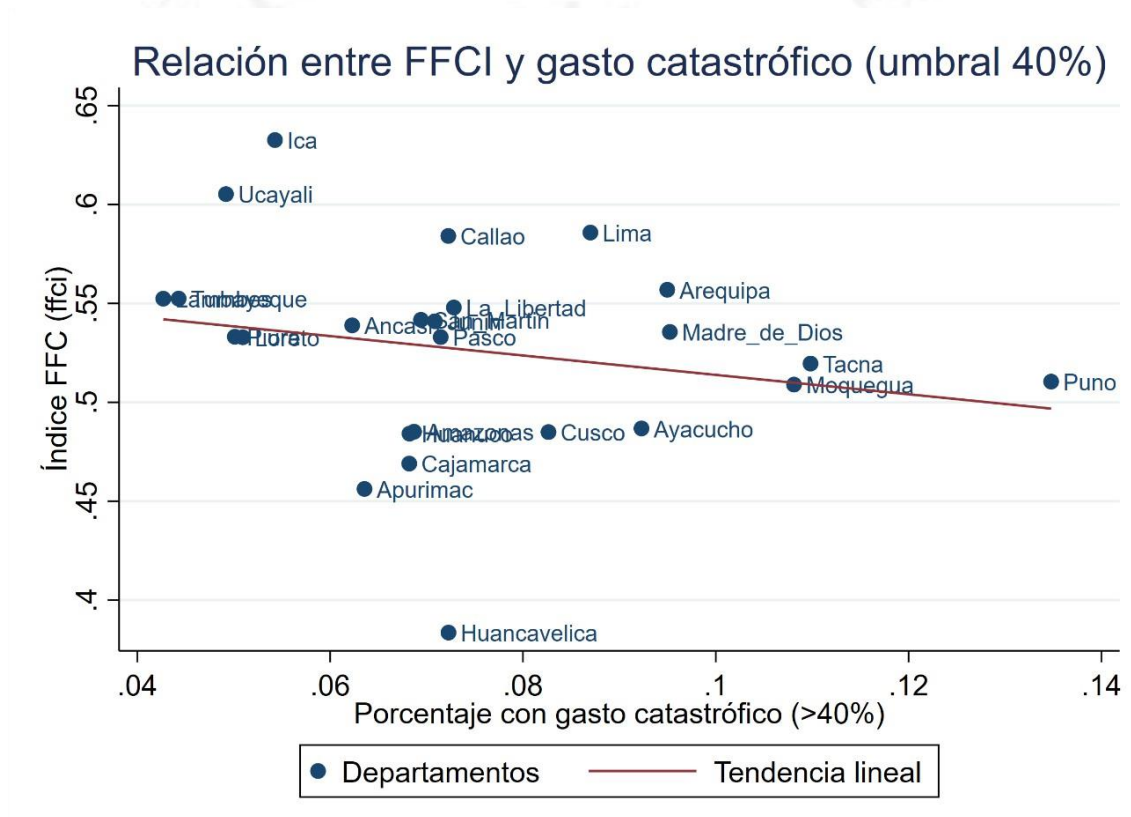
- oop_i : pago de bolsillo del hogar i ,
- ctp_i : capacidad de pago del hogar i ,

- S : proporción media del gasto en salud en relación con la capacidad de pago en toda la muestra.
- w_i : ponderación muestral del hogar.

El índice toma valores entre 0 y 1. Valores más cercanos a 1 indican una distribución más equitativa (todos los hogares contribuyen proporcionalmente según su capacidad), mientras que valores más bajos reflejan mayor desigualdad en el financiamiento del sistema.

Figura 9.1.

Índice de equidad en la contribución financiera y gasto catastrófico

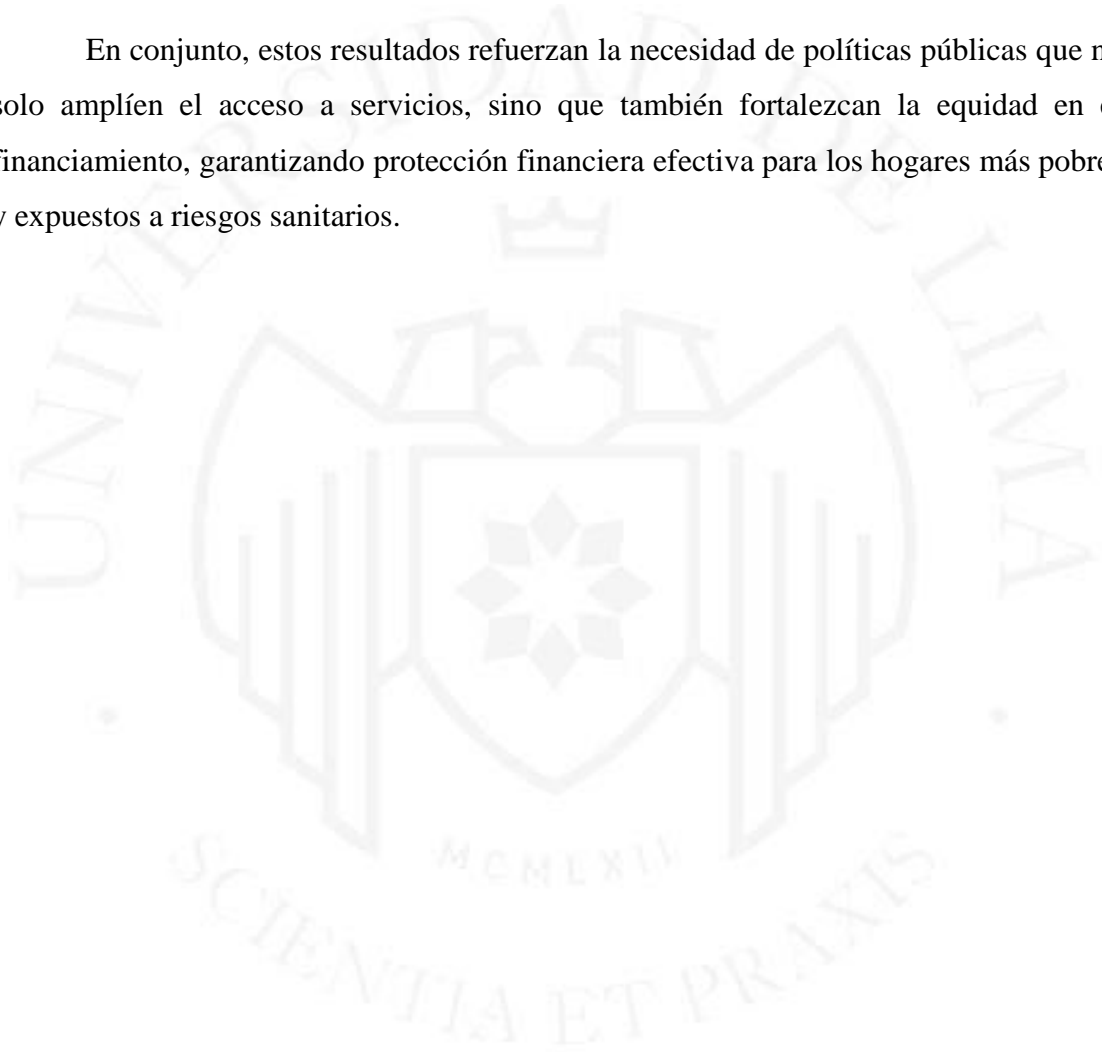


Nota. Elaborado a partir de datos del INEI – ENAHO (2025).

El gráfico muestra la relación entre el Índice de Equidad en la Contribución Financiera (FFCI) y el porcentaje de hogares que enfrentan gasto catastrófico en salud, a nivel departamental. La pendiente negativa de la línea de tendencia sugiere que existe una asociación débilmente inversa: en los departamentos donde una mayor proporción de hogares incurre en gastos catastróficos, la equidad financiera en salud tiende a ser menor.

Este patrón evidencia que los hogares más vulnerables podrían estar siendo doblemente afectados: por un lado, enfrentan una mayor carga financiera directa ante eventos de salud, y por otro, viven en sistemas menos equitativos que no logran redistribuir adecuadamente los costos del cuidado médico. Si bien la correlación no es fuerte, la dispersión refleja disparidades territoriales significativas que merecen atención, como el caso de Puno y Huancavelica, donde los niveles de gasto catastrófico y baja equidad coinciden de manera preocupante.

En conjunto, estos resultados refuerzan la necesidad de políticas públicas que no solo amplíen el acceso a servicios, sino que también fortalezcan la equidad en el financiamiento, garantizando protección financiera efectiva para los hogares más pobres y expuestos a riesgos sanitarios.



Anexo 2: Metodología Probit bivariado recursivo

Sea i ($i = 1, 2, \dots, N$) el índice del encuestado número i en la muestra de la encuesta. Para cada encuestado se observan dos resultados, $Y_{catastrophic40,i}$ que indica si el hogar incurrió en **gasto catastrófico en salud** (definido como aquel que supera el 40 % de la capacidad de pago) y $Y_{Pollutingstove,i}$ que indica si el hogar **utiliza combustibles sólidos** (leña, carbón, estiércol). Que en adelante se denotan como $Y_{1,i}$, y $Y_{2,i}$ respectivamente. Estas variables se modelan a través de un sistema de dos ecuaciones:

$$Y_{1,i} = 1 \text{ if } Y_{1,i}^* = \beta_1' X_{1,i} + \zeta Y_{2,i} + \epsilon_{1,i} > 0; 0 \text{ de otro modo}$$

$$Y_{2,i} = 1 \text{ if } Y_{2,i}^* = \beta_2' X_{2,i} + \epsilon_{2,i} > 0; 0 \text{ de otro modo}$$

Donde $Y_{1,i}^*$ y $Y_{2,i}^*$ son variables latentes asociadas con la asistencia evitable al médico y la desconfianza hacia el médico general, respectivamente. $X_{1,i}$ y $X_{2,i}$ son vectores de covariables, β_1' y β_2' representan los vectores de parámetros a estimar. Cabe destacar que los conjuntos de covariables pueden diferir entre ambas ecuaciones.

El parámetro ζ capta el efecto del uso de combustibles sólidos sobre la probabilidad de incurrir en gasto catastrófico, controlando por posible endogeneidad. Los términos de error ϵ_1 y ϵ_2 se asumen distribuidos conjuntamente según una normal bivariada con media cero y matriz de varianza-covarianza:

$$V = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$$

En este tipo de modelo RBP, el parámetro ρ mide la correlación entre los errores no observados (ϵ_1 y ϵ_2), lo que permite testear la validez del modelo frente a uno de ecuaciones independientes.

Las probabilidades conjuntas para las combinaciones de resultados observables son:

$$P(Y_{1,i} = 0, Y_{2,i} = 0) = P(Y_{1,i}^* \leq 0 \& Y_{2,i}^* \leq 0) = \Phi_2(-\beta_1' X_{1,i} - \zeta, -\beta_2' X_{2,i}, \rho)$$

$$P(Y_{1,i} = 1, Y_{2,i} = 0) = P(Y_{1,i}^* > 0 \& Y_{2,i}^* \leq 0) = \Phi_2(\beta_1' X_{1,i} + \zeta, -\beta_2' X_{2,i}, -\rho)$$

$$P(Y_{1,i} = 0, Y_{2,i} = 1) = P(Y_{1,i}^* \leq 0 \& Y_{2,i}^* > 0) = \Phi_2(-\beta_1' X_{1,i} - \zeta, -\beta_2' X_{2,i}, -\rho)$$

$$P(Y_{1,i} = 1, Y_{2,i} = 1) = P(Y_{1,i}^* > 0 \& Y_{2,i}^* > 0) = \Phi_2(\beta_1' X_{1,i} + \zeta, \beta_2' X_{2,i}, \rho)$$

La función de verosimilitud logarítmica (log-likelihood) del modelo RBP es:

$$LL = \sum_i \log \Phi_2(q_{1,i} X_{1,i} \beta_1 + Y_{2,i} \zeta, q_{2,i} X_{2,i} \beta_2, q_{1,i} q_{2,i} \rho)$$

donde las variables indicadoras $q_{1,i} = 2Y_{1,i} - 1$ and $q_{2,i} = 2Y_{2,i} - 1$ permiten expresar de forma compacta las probabilidades individuales. Esta notación es usual en la literatura econométrica (Coban, 2021)






11% Overall Similarity

The combined total of all matches, including overlapping sources, for each database.

Filtered from the Report

- ▶ Bibliography
- ▶ Quoted Text

Top Sources

- 10%  Internet sources
- 5%  Publications
- 2%  Submitted works (Student Papers)

Integrity Flags

0 Integrity Flags for Review

No suspicious text manipulations found.

Our system's algorithms look deeply at a document for any inconsistencies that would set it apart from a normal submission. If we notice something strange, we flag it for you to review.

A Flag is not necessarily an indicator of a problem. However, we'd recommend you focus your attention there for further review.