

DOCUMENTOS DE
TRABAJO SOBRE
**ECONOMÍA
REGIONAL
Y URBANA**



Trabajo de cuidado no remunerado y brechas regionales de género en la participación laboral en Colombia

Por:

Luis Armando Galvis-Aponte
Adriana Marcela Rivera-Zárate

Núm. 345
Junio, 2026



Centro de Estudios Económicos
Regionales (CEER) - Cartagena

Trabajo de cuidado no remunerado y brechas regionales de género en la participación laboral en Colombia*

Luis Armando Galvis-Aponte[♦]
lgalviap@banrep.gov.co

Adriana Marcela Rivera-Zárata[♦]
ariverza@banrep.gov.co

La serie “Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional y Urbana” es una publicación del Banco de la República en Cartagena. Las opiniones contenidas en este documento son de exclusiva responsabilidad de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Resumen

El presente estudio analiza las brechas de género en la participación laboral en Colombia desde una perspectiva territorial y poblacional, empleando microdatos de la Encuesta Nacional de Uso del Tiempo y la metodología de descomposición Blinder-Oaxaca-Yun. El análisis compara las brechas entre hombres y mujeres en función de la región, el ámbito urbano/rural y la pertenencia étnica. Los resultados muestran que la mayor parte de la brecha no se explica por diferencias en las características observables de hombres y mujeres, sino por factores asociados con diferencias en coeficientes o retornos estimados, así como con elementos no observados por el modelo. Un hallazgo central es que el trabajo doméstico y de cuidado no remunerado aparece como una dimensión relevante de la distribución desigual del tiempo entre hombres y mujeres: al incorporar las horas de cuidado, una parte de la brecha previamente clasificada en el componente de coeficientes pasa a asociarse con dotaciones observables. Las desigualdades presentan una marcada heterogeneidad, con brechas menores en Bogotá y mayores en la región Caribe, las zonas rurales y algunos grupos étnicos. En conjunto, los resultados sugieren que las brechas de participación laboral femenina combinan restricciones observables en el uso del tiempo con factores estructurales, institucionales y territoriales que persisten aun después de incorporar el trabajo doméstico no remunerado. Esto resalta la importancia de reconocer y redistribuir el trabajo de cuidado, así como de diseñar políticas diferenciadas que atiendan las barreras que limitan la inserción laboral femenina en distintos contextos territoriales y poblacionales.

Palabras clave: economía del cuidado, participación laboral, brechas de género.

Códigos JEL: J16, J22, D13, R10.

* Se agradecen los comentarios y sugerencias de Juliana Jaramillo, Jaime Bonet y Jhorland Ayala.

[♦] Investigador principal del Centro de Estudios Económicos Regionales, CEER, Banco de la República.

^{*} Profesional del Centro de Estudios Económicos Regionales, CEER, Banco de la República.

Unpaid Care Work and Regional Gender Gaps in Labor Force Participation in Colombia**

Luis Armando Galvis-Aponte♦
lgalviap@banrep.gov.co

Adriana Marcela Rivera-Zárata*
ariverza@banrep.gov.co

The series “Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional y Urbana” is a publication of Banco de la República in Cartagena. The opinions contained in this document are the sole responsibility of the authors and do not commit Banco de la República or its Board of Directors.

Abstract

This study examines gender gaps in labor force participation across territorial and population groups in Colombia. Utilizing microdata from the National Time Use Survey and the Blinder-Oaxaca-Yun decomposition methodology, the analysis compares disparities between men and women by region, urban/rural area, and ethnic affiliation. Results indicate that most of the gap is not explained by differences in observable characteristics but primarily stems from disparities in estimated returns (coefficients) and unobservable factors. A central finding reveals that unpaid domestic and care work is a critical dimension of the unequal distribution of time between genders; when care hours are incorporated, a significant portion of the gap previously attributed to differences in coefficients becomes associated with observable endowments. The study also highlights marked heterogeneity in these inequalities, with smaller gaps observed in Bogotá compared to larger disparities in the Caribbean region, rural areas, and among certain ethnic groups. Overall, these findings suggest that gaps in female labor force participation result from a combination of observable constraints in time use and persistent structural, institutional, and territorial factors, even after accounting for unpaid domestic and care work. This underscores the importance of recognizing and redistributing care work, as well as developing differentiated policies to address the barriers limiting women's labor market insertion across diverse territorial and population contexts.

Keywords: unpaid care, labor force participation, gender gap.

JEL Codes: J16, J22, D13, R10.

** The authors acknowledge the valuable comments from Juliana Jaramillo, Jaime Bonet, and Jhorland Ayala.

♦ Senior researcher. Centro de Estudios Económicos Regionales, CEER, Banco de la República.

* Research Analyst. Centro de Estudios Económicos Regionales, CEER, Banco de la República.

1. Introducción

La participación laboral femenina en Colombia ha aumentado de forma notable desde mediados del siglo XX hasta inicios del XXI. Para 1950, apenas el 18% de las mujeres en edad de trabajar se integraba a la fuerza laboral; esta proporción ascendió a cerca del 60% en 2024. En contraste, la participación masculina se ha mantenido relativamente estable en torno al 75% (Ramírez-Giraldo et al., 2026). Estos avances en la participación femenina han estado asociados con mejoras en el acceso a la educación, la disminución de las tasas de fecundidad y los avances en los derechos laborales y sociales de las mujeres. Sin embargo, la mayor incorporación de las mujeres a la fuerza laboral no se ha traducido plenamente en una inserción laboral equivalente a la de los hombres. En un margen complementario al de la participación, la OCDE (2023) muestra que, en 2021, el 48% de las mujeres de 15 a 64 años estaba empleada, frente al 74% de los hombres, lo que equivale a una brecha de 26 puntos porcentuales en la tasa de ocupación. Según los boletines más recientes del Departamento Administrativo Nacional de Estadística, a finales de 2025 esas tasas fueron del 47,5% para mujeres y del 71,9% para hombres, lo que representa una brecha de 24,4 pp (DANE, 2026). Estos datos sugieren que, aunque las mujeres han incrementado notablemente su participación en el mercado laboral, persisten desigualdades asociadas con barreras estructurales y de género que dificultan el cierre de estas brechas.

Sumado a lo anterior, se observan importantes disparidades regionales. Algunas regiones periféricas presentan brechas de género que son hasta 3,8 veces más amplias que las de Bogotá, según los resultados de la GEIH (Tribín *et al.*, 2021). Los datos de la Encuesta Nacional de Uso del Tiempo (ENUT) revelan que la región Caribe registra las brechas más altas, con una diferencia de 29,9 puntos porcentuales en la tasa de participación laboral entre hombres y mujeres en 2016, mientras que en Bogotá esta diferencia rondaba los 21,7 pp (Tribín *et al.*, 2021). Esta heterogeneidad territorial indica que la menor participación laboral femenina no puede entenderse únicamente como una brecha promedio entre mujeres y hombres, sino como un fenómeno que varía según las condiciones productivas, institucionales, sociales y culturales de cada territorio.

La evidencia descriptiva para Colombia coincide con el diagnóstico regional de la CEPAL (2022a), según el cual la pandemia generó un retroceso histórico en la participación laboral femenina en América Latina y el Caribe, asociado en parte al aumento del trabajo de cuidados no remunerado. En Colombia, los datos de uso del tiempo de 2021 muestran que la caída del trabajo remunerado femenino estuvo acompañada por una mayor carga doméstica y de cuidado para las mujeres, sin una redistribución equivalente hacia los hombres. Esta dinámica se produjo sobre una desigualdad preexistente en la distribución del trabajo doméstico no remunerado, ya documentada por la ENUT de 2016-2017 (García-Rojas *et al.*, 2020). Más aún, las cifras recientes de la ENUT revelan que, para 2025, esta desigualdad no se había corregido plenamente: aunque el tiempo de trabajo remunerado de las mujeres se recuperó, su dedicación al trabajo no remunerado permaneció elevada, resultando en una brecha de más de cuatro horas diarias con respecto a los hombres. Esto sugiere que la recuperación laboral femenina coexistió con la persistencia de una “doble jornada”. Por ello, las brechas de participación laboral deben analizarse en conjunto con la desigual distribución del trabajo doméstico y de cuidado.

Este documento examina las brechas de género en la participación laboral en Colombia desde una perspectiva territorial y poblacional, utilizando microdatos recientes y una descomposición Blinder-Oaxaca-Yun (2004). A diferencia de los enfoques basados en datos agregados o en brechas promedio por ciudad o región, esta microdescomposición aprovecha la variación individual y del hogar para describir cómo se distribuye la brecha entre hombres y mujeres por regiones, áreas urbanas y rurales, y pertenencia étnica. La metodología descompone la brecha observada en dos componentes: uno asociado con diferencias en características observables y otro con diferencias en coeficientes o retornos estimados. Este último componente puede estar relacionado con factores no observados por el modelo, tales como normas de género, segmentación laboral, barreras institucionales o posibles sesgos discriminatorios.

La principal contribución del estudio es incorporar explícitamente el tiempo dedicado al trabajo doméstico y de cuidado no remunerado (TDCNR) como una dimensión observable de la desigual distribución del tiempo entre hombres y mujeres. Así, el análisis permite examinar en qué medida la inclusión del TDCNR modifica la composición de las brechas

regionales de participación laboral y cuánto permanece asociado con diferencias en coeficientes, retornos estimados u otros factores no capturados por las variables observables. Esta aproximación no busca identificar causalmente el efecto del cuidado sobre la participación laboral, sino mostrar cómo cambia la lectura de la brecha cuando se incorpora una medida directa del uso del tiempo dentro del hogar.

En particular, el estudio responde tres preguntas empíricas. Primero, ¿qué proporción de la brecha de género en la participación laboral en Colombia se asocia con diferencias en características observables entre mujeres y hombres, y qué proporción se relaciona con diferencias en coeficientes o retornos estimados? Segundo, ¿en qué medida contribuye al entendimiento de las brechas la incorporación del tiempo dedicado al TDCNR? Tercero, ¿cómo varían estos componentes entre regiones, áreas urbanas y rurales, y grupos poblacionales?.

El análisis muestra que la brecha de participación laboral se mantiene en contra de las mujeres en todos los dominios analizados, aunque con una marcada heterogeneidad territorial y poblacional. Bogotá presenta brechas relativamente menores, mientras que la región Caribe, las zonas rurales y algunos grupos poblacionales registran diferencias más amplias. La descomposición Blinder-Oaxaca-Yun muestra que una parte importante de la brecha en participación se concentra en el componente asociado con diferencias en coeficientes o retornos estimados.

La incorporación del TDCNR modifica la composición de la brecha sin alterar sustancialmente su magnitud total. En particular, una parte de la diferencia que inicialmente quedaba clasificada dentro del componente de coeficientes pasa a asociarse con diferencias observables en el uso del tiempo. Este resultado resalta la importancia de incluir el trabajo doméstico y de cuidado no remunerado como una dimensión observable de las restricciones que enfrentan las mujeres, sin atribuir a la descomposición una interpretación causal directa.

Finalmente, los resultados indican que los avances educativos de las mujeres no se traducen automáticamente en igualdad de participación laboral. Aunque en varios contextos ellas presentan niveles educativos comparables o superiores a los de los hombres, esta ventaja

relativa en capital humano no se refleja proporcionalmente en sus probabilidades de participación. Esto sugiere que el cierre de las brechas requiere considerar no solo las dotaciones individuales, sino también las condiciones que limitan la conversión de esas dotaciones en inserción laboral efectiva.

A continuación, se presenta una revisión de la literatura relacionada con la participación laboral femenina y las brechas de género. Luego se describen los datos y la metodología empleada. La sección de resultados presenta primero la descomposición nacional y regional, luego la comparación urbano-rural y la desagregación por pertenencia étnica, y finalmente una síntesis transversal de los principales patrones encontrados. El documento cierra con las conclusiones.

2. Revisión de literatura

La literatura económica ha documentado extensamente los determinantes de la participación laboral femenina y las brechas de género en el mercado de trabajo. Un conjunto de investigaciones muestra que persisten diferencias de género en participación y empleo, con tasas generalmente más bajas para las mujeres que para los hombres (Fitzenberger, 2004; Cuberes y Teignier, 2012; Eurofound, 2016; Conde-Ruiz, 2016). Estas brechas están influenciadas por factores institucionales, familiares, culturales y socioculturales (Profeta, 2017; Banerjee, 2019; Özçelik, 2020), y tienen consecuencias relevantes en términos de productividad agregada e ingreso per cápita (Cuberes y Teignier, 2012; Teignier y Cuberes, 2014).

En los países en desarrollo se ha documentado, desde hace varias décadas, un aumento de la participación de las mujeres en la fuerza laboral y una reducción gradual de las brechas de género en matrícula escolar y logros educativos (Heath y Jayachandran, 2016; Psaki *et al.*, 2017). La expansión de la educación femenina ha estado impulsada por factores como una mayor disponibilidad de empleos, el desplazamiento sectorial desde actividades intensivas en fuerza física (*Brawn-based industries*) hacia el sector de servicios y políticas específicas como las transferencias condicionadas y las mejoras en infraestructura escolar. A su vez, la

mayor educación femenina ha contribuido a postergar la fecundidad, mejorar la salud infantil e incrementar las oportunidades laborales de las mujeres, con efectos sobre su bienestar y el de sus hijos. Por otra parte, la disponibilidad de empleos para mujeres puede aumentar su poder de negociación dentro del hogar, mejorar la salud de sus hijos y retrasar el matrimonio y la maternidad (Heath y Jayachandran, 2016).

En Colombia, uno de los factores estructurales más importantes detrás del aumento de la participación laboral femenina ha sido la expansión del capital humano. Durante la segunda mitad del siglo XX, las nuevas cohortes de mujeres alcanzaron niveles de educación similares o superiores a los de los hombres, lo que redujo las brechas en calificaciones y aumentó su oferta de trabajo remunerado (Iregui-Bohórquez *et al.*, 2021). Paralelamente, la transición demográfica, en particular la reducción de la fecundidad desde los años setenta, liberó tiempo que antes las mujeres dedicaban a la crianza y a otras actividades domésticas no remuneradas. Este proceso fue especialmente acelerado en Colombia y estuvo asociado, entre otros factores, con políticas orientadas a mejorar el nivel educativo de la población y con la mayor participación femenina en el mercado laboral (Jaramillo-Echeverri, 2023). Estudios históricos muestran que, entre 1960 y 1980, la alta fecundidad tuvo un efecto negativo sobre la participación femenina, el cual se fue reduciendo conforme disminuyeron las tasas de natalidad y más mujeres accedieron a métodos anticonceptivos y educación superior. Así, el menor número de hijos por mujer y el retraso de la maternidad han sido identificados como catalizadores relevantes del aumento de la participación laboral de las colombianas (Iregui-Bohórquez *et al.*, 2024).

La literatura colombiana sobre participación laboral también ha enfatizado que la decisión de participar debe analizarse como una decisión individual condicionada por el entorno del hogar. En una serie de trabajos relacionados, Arango y Posada (2002) y Arango *et al.* (2003) estiman modelos de participación laboral para Colombia, diferenciando por sexo y estado conyugal, y muestran que variables como la educación, la edad, la riqueza del hogar y la situación laboral de otros miembros del hogar son determinantes importantes de la oferta laboral. En particular, encuentran que un mayor nivel educativo y la edad elevan la probabilidad de participación, mientras que la riqueza del hogar tiende a reducirla, al aumentar el salario de reserva. Asimismo, la presencia de otros desempleados en el hogar

incrementa la participación de algunos miembros, lo que es consistente con mecanismos de ajuste intrafamiliar ante choques económicos. Estos resultados son relevantes para este estudio porque justifican incorporar no solo características individuales, sino también variables del hogar en la estimación de las brechas de participación.

Un canal relacionado es el efecto trabajador adicional. En los modelos de oferta laboral del hogar, la participación de las mujeres no depende únicamente de sus características individuales, sino también del ingreso familiar, la situación laboral de otros miembros del hogar y el salario de reserva. En este sentido, la pérdida de empleo o el deterioro de los ingresos de otros integrantes puede inducir la entrada de algunas mujeres al mercado laboral para compensar choques negativos en el ingreso familiar. Para América Latina, Serrano *et al.* (2019) muestran que la participación laboral femenina es sensible al ciclo económico y a las condiciones laborales de los hombres del hogar, especialmente entre mujeres de hogares más vulnerables, con menor educación y con hijos pequeños. Para Colombia, Cardona-Sosa *et al.* (2016) estudian la respuesta de la oferta laboral intrahogar ante eventos de desempleo y muestran que la pérdida de empleo del principal perceptor puede inducir la entrada o mayor participación de otros integrantes del hogar, especialmente de quienes actúan como trabajadores secundarios. Esta evidencia respalda la incorporación de variables del entorno familiar, como la tasa bruta de desempleo de otros miembros del hogar y un indicador de riqueza.

Esta perspectiva es especialmente relevante para analizar la participación de las mujeres casadas o unidas, tradicionalmente entendidas como trabajadoras secundarias dentro del hogar. Arango y Posada (2005), usando un pseudo-panel para Colombia entre 1984 y 2000, muestran que la participación laboral de las mujeres casadas depende de la educación, la experiencia de participación previa, la presencia de niños pequeños y el desempleo de otros integrantes del hogar. Estos resultados son consistentes con modelos de oferta laboral del hogar en los que la decisión de participar refleja tanto incentivos individuales como restricciones familiares. En particular, la presencia de hijos pequeños puede elevar las demandas de cuidado y aumentar el salario de reserva, mientras que el desempleo de otros miembros puede incentivar la entrada de mujeres al mercado laboral como mecanismo de compensación del ingreso familiar.

Estos mecanismos, sin embargo, no operan de manera neutral al género. La condición de trabajadora secundaria atribuida con mayor frecuencia a las mujeres, la mayor responsabilidad sobre el cuidado y la respuesta diferencial ante choques de ingreso implican que las características del hogar pueden afectar de forma distinta la participación de hombres y mujeres. Por esta razón, el análisis de la oferta laboral femenina debe complementarse con una discusión sobre la persistencia de las brechas de género en participación laboral y sobre los mecanismos que limitan la conversión de mayores niveles educativos y menor fecundidad en una inserción laboral equivalente a la de los hombres.

En efecto, la mayor educación de las mujeres y la reducción de la fecundidad no han sido suficientes para cerrar la brecha de género en la participación laboral. Para América Latina y el Caribe, Bustelo *et al.* (2023) documentan que, si bien la participación laboral femenina aumentó de manera importante durante las últimas décadas, su crecimiento empezó a desacelerarse desde inicios de los años 2000 y se mantiene por debajo de la participación masculina. Este diagnóstico regional es consistente con la persistencia de barreras que limitan la integración de las mujeres al mercado laboral. Entre ellas, la literatura destaca el peso de las normas de género tradicionales y la distribución desigual de las responsabilidades domésticas y de cuidado. En América Latina y el Caribe, las mujeres dedican más del doble de horas que los hombres al trabajo doméstico no remunerado, con un promedio de 38 horas semanales frente a 16. Esta carga se acentúa significativamente en hogares con niños pequeños: cuando hay menores de cinco años, la diferencia en el trabajo no remunerado entre hombres y mujeres asciende a 33 horas semanales. En estos mismos hogares, la brecha de participación laboral entre padres y madres de niños pequeños alcanza aproximadamente 40 puntos porcentuales. Por el contrario, entre hombres y mujeres con hijos mayores de 18 años, esta brecha se reduce a cerca de 24 puntos porcentuales (Bustelo *et al.*, 2023).

Esas diferencias según la presencia y edad de los hijos son consistentes con la literatura sobre penalización de la maternidad. Esta se entiende como la desventaja laboral que experimentan las mujeres, manifestada en la reducción de su participación, empleo o ingresos, asociada a la llegada y crianza de los hijos. Aunque la literatura inicialmente la documentó sobre todo como una brecha salarial entre madres y mujeres sin hijos (motherhood wage penalty), el concepto se ha ampliado para incluir otros márgenes del mercado laboral, como la

participación, la continuidad en el empleo, la empleabilidad, la promoción y el estatus ocupacional. En la tradición clásica, trabajos como Waldfogel (1997, 1998) y Budig y England (2001) muestran que las madres reciben menores salarios que mujeres comparables sin hijos, incluso después de controlar por educación, experiencia y características laborales. Revisiones posteriores confirman que esta penalización puede operar a través de interrupciones en la trayectoria laboral, menor acumulación de experiencia, reducción de horas trabajadas, cambios hacia empleos más compatibles con el cuidado y posibles sesgos de empleadores sobre el compromiso laboral de las madres (Gough y Noonan, 2013; Staff y Mortimer, 2011). Más recientemente, Kahn *et al.* (2014) amplían el análisis al ciclo de vida y muestran que la maternidad puede afectar no solo los salarios, sino también la participación laboral y el estatus ocupacional. En este sentido, para el análisis de la participación laboral, la penalización de la maternidad debe entenderse como una restricción más amplia que reduce la vinculación efectiva de las mujeres al mercado de trabajo, especialmente cuando las responsabilidades de cuidado recaen desproporcionadamente sobre ellas.

Algunos trabajos de la literatura para Colombia muestran que la presencia de hijos menores se asocia con menores probabilidades de actividad femenina y menores salarios (Botello y López Alba, 2014). Por ejemplo, Caro Guevara (2023) encuentra una caída cercana al 35% en la participación laboral de las mujeres durante el primer año de maternidad, mientras que Ramírez-Giraldo *et al.* (2026) documentan que, en el segmento formal, las mujeres reducen en un 16% su probabilidad de estar empleadas formalmente entre los seis y doce meses posteriores al nacimiento del primer hijo. Esta evidencia es consistente con los resultados internacionales de Kleven *et al.* (2025), quienes, con microdatos de 134 países, muestran que el nacimiento del primer hijo genera caídas persistentes en el empleo de las mujeres, mientras que las trayectorias laborales de los hombres permanecen prácticamente inalteradas. Además, encuentran que América Latina presenta las mayores penalizaciones promedio a nivel global.

En este contexto, las normas sociales pueden reforzar la penalización asociada a la maternidad. Según una encuesta de la OCDE, el 49,1% de la población en Colombia cree que los niños sufren cuando su madre trabaja fuera de casa, frente al 33,9% en el promedio de la OCDE, y cerca del 19% opina que los hombres tienen más derecho a un empleo que las mujeres (Avendaño y Cote, 2024). Evidencia reciente para Colombia refuerza este punto al

encontrarse que la aceptación de estereotipos domésticos persiste incluso entre personas con mayor educación. Jaramillo-Echeverri *et al.* (2025) documentan que, a pesar de los avances históricos en educación y participación económica a lo largo de distintas generaciones en Colombia, la redistribución del trabajo doméstico no ha evolucionado al mismo ritmo. Con base en entregas recientes de la ENUT, las autoras muestran que las mujeres ocupadas siguen dedicando entre 4 y 6 horas diarias al trabajo no remunerado, mientras que los hombres apenas contribuyen con la mitad de ese tiempo. Aunque las mujeres con mayor escolaridad tienden a rechazar con más frecuencia la idea de que ellas son “mejores” para el trabajo doméstico, estos estereotipos continúan presentes. Esto sugiere que, si bien la educación es relevante, no ha logrado transformar completamente la división tradicional de roles en el hogar. Asimismo, los avances de las mujeres tanto en educación como en el mercado laboral remunerado no se han traducido en una redistribución equitativa del TDCNR.

La literatura reciente ha destacado que el TDCNR constituye un determinante central de la participación laboral femenina, especialmente en contextos donde la organización del cuidado sigue recayendo de manera desproporcionada sobre las mujeres. Su incorporación al análisis permite aproximar una restricción de tiempo que no suele estar plenamente capturada por variables demográficas tradicionales, como el número de hijos o el estado civil. Aunque buena parte de la literatura colombiana temprana sobre participación laboral no contaba con medidas directas del tiempo dedicado al cuidado, algunos trabajos ya reconocían la importancia de las restricciones domésticas en la oferta laboral femenina. Charry (2003), por ejemplo, estudia la participación de las mujeres no jefas de hogar y destaca el papel del servicio doméstico como un factor relevante para entender su decisión de participar. Esta aproximación anticipa una idea central para el presente estudio: las responsabilidades del hogar y los arreglos de cuidado pueden modificar la disponibilidad efectiva de tiempo de las mujeres para el trabajo remunerado. A diferencia de esos trabajos, el uso de la ENUT permite incorporar directamente las horas dedicadas al TDCNR, lo que ofrece una medida más cercana de la restricción de tiempo que enfrentan hombres y mujeres dentro del hogar.

La literatura de uso del tiempo muestra que las responsabilidades domésticas y de cuidado pueden operar en dos márgenes. En el margen extensivo, pueden restringir la entrada de algunas mujeres al mercado laboral. En el margen intensivo, para quienes participan en el

trabajo remunerado, la persistencia de cargas de cuidado no sustituidas se expresa en una doble jornada que reduce su disponibilidad de tiempo para el empleo, el descanso y otras actividades. Para América Latina, Campaña *et al.* (2018) documentan que, pese al aumento de la participación laboral femenina, la especialización dentro del hogar ha cambiado lentamente y las responsabilidades de cuidado siguen recayendo principalmente sobre las mujeres. En una línea similar, Espínola *et al.* (2023) muestran que el cuidado informal en la región continúa altamente feminizado y reduce el tiempo disponible de las mujeres para el empleo remunerado, el ocio y otras actividades.

Otros factores relevantes para estudiar las brechas de género en participación laboral incluyen las condiciones del mercado laboral, la segregación ocupacional y la posible existencia de sesgos de género en los procesos de contratación y permanencia laboral. Para América Latina, la evidencia ha señalado que la segregación ocupacional por género constituye una restricción importante para la equidad y la eficiencia del mercado laboral, en la medida en que limita las oportunidades disponibles para las mujeres y contribuye a la persistencia de brechas laborales (Deutsch *et al.*, 2002). Esta segmentación puede interactuar con la estructura productiva regional: en zonas más urbanizadas y desarrolladas suelen existir más empleos formales en el sector servicios, donde la participación femenina tiende a ser mayor, mientras que en zonas rurales o de menor desarrollo la oferta laboral para las mujeres puede concentrarse en empleos informales, actividades de baja productividad o trabajo familiar no remunerado. En este sentido, Klasen (2019) y Verick (2018) muestran que las diferencias internacionales y regionales en participación laboral femenina no se explican únicamente por educación, fecundidad o crecimiento económico. También inciden factores socioculturales e institucionales, como normas de género que condicionan la posibilidad de que las mujeres trabajen fuera del hogar, el tipo de sectores u ocupaciones a los que pueden acceder, la distribución de responsabilidades familiares y el acceso a servicios de cuidado. Esta perspectiva resulta útil para interpretar contextos donde persisten normas que asignan a las mujeres la responsabilidad principal del cuidado del hogar y de los hijos, reducen la aceptación social del trabajo femenino remunerado y subordinan el empleo de las mujeres frente a las responsabilidades familiares.

En el caso colombiano, esta discusión es particularmente relevante porque las normas de género pueden influir tanto en las decisiones de los hogares como en las oportunidades que enfrentan las mujeres en el mercado laboral. Si bien la legislación colombiana prohíbe la discriminación por sexo¹, en la práctica pueden persistir estereotipos que afectan las decisiones de contratación, permanencia y promoción, especialmente cuando se asocia a las mujeres con una menor disponibilidad laboral por responsabilidades familiares. La evidencia reciente para Colombia muestra que las expectativas culturales asignan a las mujeres una responsabilidad desproporcionada en el cuidado y las tareas domésticas, y que estas normas pueden reflejarse en la participación laboral. En familias con niños pequeños, la brecha de participación entre hombres y mujeres se amplía de manera importante, mientras que se reduce entre quienes no tienen hijos o tienen hijos mayores. A estas barreras estructurales se suma el impacto de las percepciones sesgadas. Por ejemplo, Boltz *et al.* (2026), señalan que las mujeres tienden a sobreestimar el conservadurismo de sus parejas y de su comunidad, asumiendo un rechazo social mayor al que realmente existe frente a la idea de que una madre trabaje fuera de casa. Esta interacción entre normas sociales restrictivas, percepciones erróneas del entorno, segmentación ocupacional y responsabilidades de cuidado ayuda a explicar por qué los avances educativos de las mujeres no se traducen automáticamente en igualdad de participación laboral.

En síntesis, la literatura señala que las brechas de género en la participación laboral obedecen a una combinación de factores individuales, familiares, económicos e institucionales. Las diferencias en dotaciones observables (como educación, edad, presencia de pareja, número de hijos, condiciones económicas del hogar y tiempo dedicado al TDCNR) pueden explicar parte de la menor participación laboral femenina. Sin embargo, una proporción importante de la brecha también puede asociarse con diferencias en los retornos de esas características, comportamientos, normas sociales, discriminación en el mercado laboral, segmentación ocupacional y otras restricciones no observadas. La literatura colombiana ha avanzado en la identificación de varios de estos determinantes, destacando el papel de la educación, la edad,

¹ El artículo 13 de la constitución política de Colombia prohíbe la discriminación por diversas razones, incluyendo "sexo". Esto cubre la discriminación basada en las características biológicas de ser hombre o mujer. Asimismo, el artículo 43 es aún más específico al establecer la igualdad entre hombres y mujeres y prohibir explícitamente la discriminación por razón de sexo. También impone al Estado deberes especiales de protección a la mujer y apoyo a la maternidad.

el estado conyugal, la presencia de hijos pequeños, la riqueza del hogar y el desempleo de otros integrantes. No obstante, buena parte de estos trabajos se basa en encuestas de hogares que no incorporan directamente la asignación del tiempo dentro del hogar.

La literatura colombiana basada en la ENUT ha documentado dimensiones importantes de las brechas de género en la participación laboral y el uso del tiempo. Por un lado, trabajos como Tribín *et al.* (2021) muestran la heterogeneidad regional de las brechas de participación entre hombres y mujeres; por otro, García-Rojas *et al.* (2020) evidencian la persistencia de una distribución desigual del TDCNR, especialmente alrededor del choque de la pandemia.

Más recientemente, Fajardo Hoyos y Mora Rodríguez (2024) analizan la relación entre actividades de cuidado en el hogar y participación laboral utilizando información de la ENUT 2016-2017, mientras que Herrera-Idárraga *et al.* (2024) estudian el papel del sector urbano de cuidado en el empleo femenino y la segregación regional. En conjunto, estos trabajos muestran que las brechas laborales de género tienen una dimensión territorial y están estrechamente relacionadas con la organización social del cuidado.

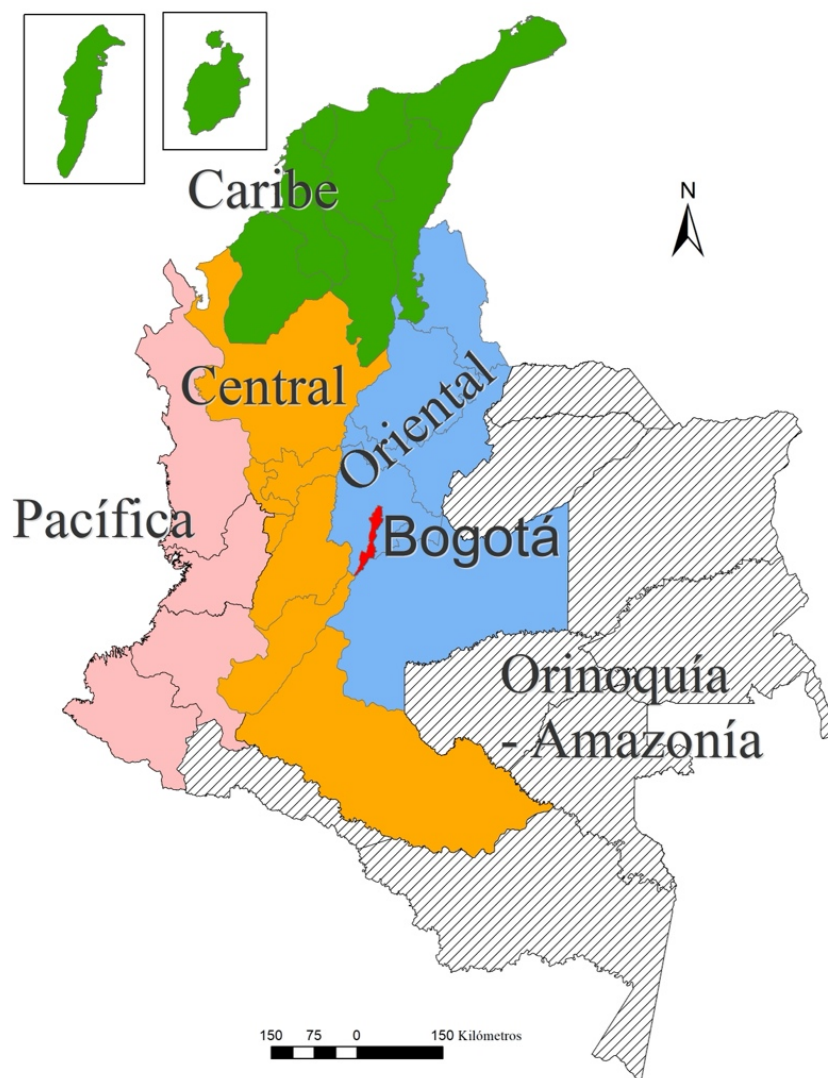
No obstante, en Colombia esta literatura no ha descompuesto microeconómicamente las brechas regionales de participación laboral entre hombres y mujeres distinguiendo entre diferencias en dotaciones observables, diferencias en coeficientes e interacción, ni ha evaluado cómo cambia la composición de la brecha cuando se incorpora explícitamente el TDCNR. Dado que la participación laboral es una variable binaria y que los datos agregados pueden ocultar heterogeneidades relevantes entre individuos, hogares y regiones, este estudio utiliza microdatos de la ENUT y aplica la descomposición de Blinder-Oaxaca-Yun (2004), adecuada para analizar diferencias en probabilidades. Esta aproximación, empleada en la literatura internacional sobre participación laboral femenina con variables binarias y microdatos, como en Klasen y Pieters (2015) y Klasen *et al.* (2021), permite cuantificar cuánto de la brecha se asocia con diferencias en características observadas y cuánto permanece asociado a diferencias en coeficientes o retornos, con especial atención a la heterogeneidad regional, urbano-rural y poblacional en Colombia.

3. Datos y estadísticas descriptivas

El análisis se basa en microdatos de encuestas nacionales recientes que recogen información sobre la participación laboral y características socioeconómicas de los individuos. En particular, se utilizan los datos de la ENUT realizada por el DANE, que proporcionan información detallada sobre el tiempo dedicado al trabajo no remunerado. Se emplean tres cortes de la ENUT, correspondientes a los periodos 2012-2013, 2016-2017 y 2020-2021, que permiten incorporar la variable de horas de trabajo no remunerado en el hogar para mujeres y hombres.

El marco muestral de la ENUT en Colombia agrupa los departamentos del país en cinco regiones distintas para su análisis. La región Caribe está conformada por los departamentos de Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, La Guajira, Magdalena, Sucre y San Andrés. La región Central incluye a Antioquia, Caldas, Caquetá, Huila, Quindío, Risaralda y Tolima. Por su parte, la región Oriental comprende Boyacá, Cundinamarca, Meta, Norte de Santander y Santander. La región Pacífica está integrada por Chocó, Cauca, Nariño y Valle del Cauca. Finalmente, Bogotá D.C. se considera una región independiente para efectos de esta encuesta (Mapa 1). Cabe aclarar que, hasta 2021, la ENUT no incluía en su muestra a la región de Orinoquía-Amazonía.

Mapa 1. Subregiones de la ENUT



Nota: para la región Orinoquía-Amazonía no hay datos disponibles en las encuestas usadas hasta 2021.
Fuente: elaboración propia con base en ENUT - DANE.

La muestra se limita a la población en edad de trabajar y los modelos que se emplean en la descomposición se analizan por separado para cada región del país. En el Cuadro 1 se muestran las estadísticas descriptivas de las muestras usadas en cada período de análisis. Las cifras evidencian cambios en la composición demográfica y en las condiciones laborales del hogar. En particular, se observa una reducción del número promedio de hijos menores de seis años en el hogar del individuo, que pasa de 0,10 en 2012-2013 a 0,06 en 2020-2021. Asimismo, la tasa bruta de desempleo de los demás miembros del hogar aumenta de 0,05 a

0,09, lo que sugiere una mayor exposición de los individuos a hogares con otros miembros desempleados durante el período de la pandemia. Por su parte, la proporción de individuos que conviven con al menos otro miembro del hogar en condición de riqueza disminuye de 0,67 a 0,53 en ese mismo período.

Cuadro 1. Estadísticas descriptivas

Año	Variables	N	Media	Desv.		
				Estándar	Mín.	Máx.
2012-	Educación	87.135	10,49	5,76	1	20
2013	Edad	87.135	43,14	17,04	15	99
	Presencia de pareja	87.135	0,28	0,45	0	1
	# hijos menores 6	87.135	0,24	0,55	0	5
	Tasa bruta desempleo otros miembros del hogar	87.135	0,05	0,17	0	1
	Riqueza otros del hogar	87.135	0,68	0,46	0	1
2016-	Educación	77.062	8,69	3,97	1	22
2017	Edad	77.062	43,68	17,01	15	99
	Presencia de pareja	77.062	0,28	0,45	0	1
	# hijos menores 6	77.062	0,21	0,50	0	4
	Tasa bruta desempleo otros miembros del hogar	77.062	0,06	0,18	0	1
	Riqueza otros del hogar	77.062	0,65	0,48	0	1
2020-	Educación	78.248	9,12	4,01	1	20
2021	Edad	78.248	44,04	17,17	15	99
	Presencia de pareja	78.248	0,28	0,45	0	1
	# hijos menores 6 por hogar	78.248	0,20	0,48	0	5
	Tasa bruta desempleo otros miembros del hogar	78.248	0,09	0,23	0	1
	Riqueza otros del hogar	78.248	0,55	0,50	0	1

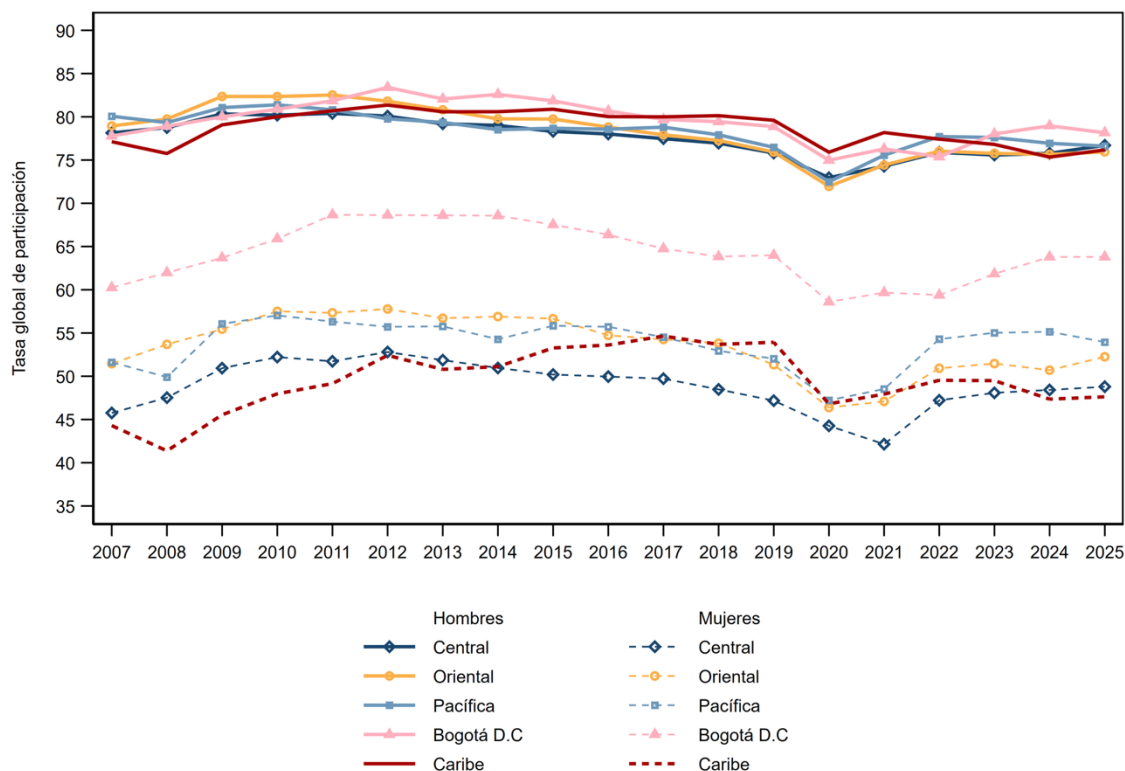
Nota: Las variables referidas a “otros miembros del hogar” se construyen excluyendo al individuo de referencia.
Fuente: elaboración propia con base en DANE – ENUT.

A partir de esta caracterización de la muestra, el siguiente paso es examinar cómo se manifiestan estas diferencias en la oferta laboral. Para ello, en la siguiente subsección se presenta la evolución de la tasa global de participación por sexo y región entre 2007 y 2025, destacando la persistencia de brechas de género significativas y heterogéneas entre regiones.

3.1. Tasas de participación regionales

El análisis de la participación laboral en Colombia, a partir de los datos de la GEIH, revela brechas persistentes y de magnitudes considerables entre hombres y mujeres en todas las regiones del país. El Gráfico 1 muestra la evolución de la tasa global de participación (TGP) por sexo y región entre 2007 y 2025. Como se observa, los hombres presentan tasas sistemáticamente más altas que las mujeres, manteniéndose por encima del 75% en la mayoría de los años, mientras que las tasas femeninas oscilan entre el 45% y el 70%, dependiendo de la región y el periodo.

Gráfico 1. Tasa global de participación por regiones y sexo, 2007-2025



Nota: Caribe: Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, La Guajira, Magdalena, Sucre y San Andrés; Central: Antioquia, Caldas, Caquetá, Huila, Quindío, Risaralda y Tolima; Oriental: Boyacá, Cundinamarca, Meta, Norte de Santander y Santander; Pacífica: Chocó, Cauca, Nariño y Valle del Cauca.

Fuente: elaboración propia con base en GEIH - DANE.

Bogotá D.C. destaca por registrar consistentemente la mayor participación femenina, lo que se traduce en brechas de género relativamente menores. En contraste, la región Caribe

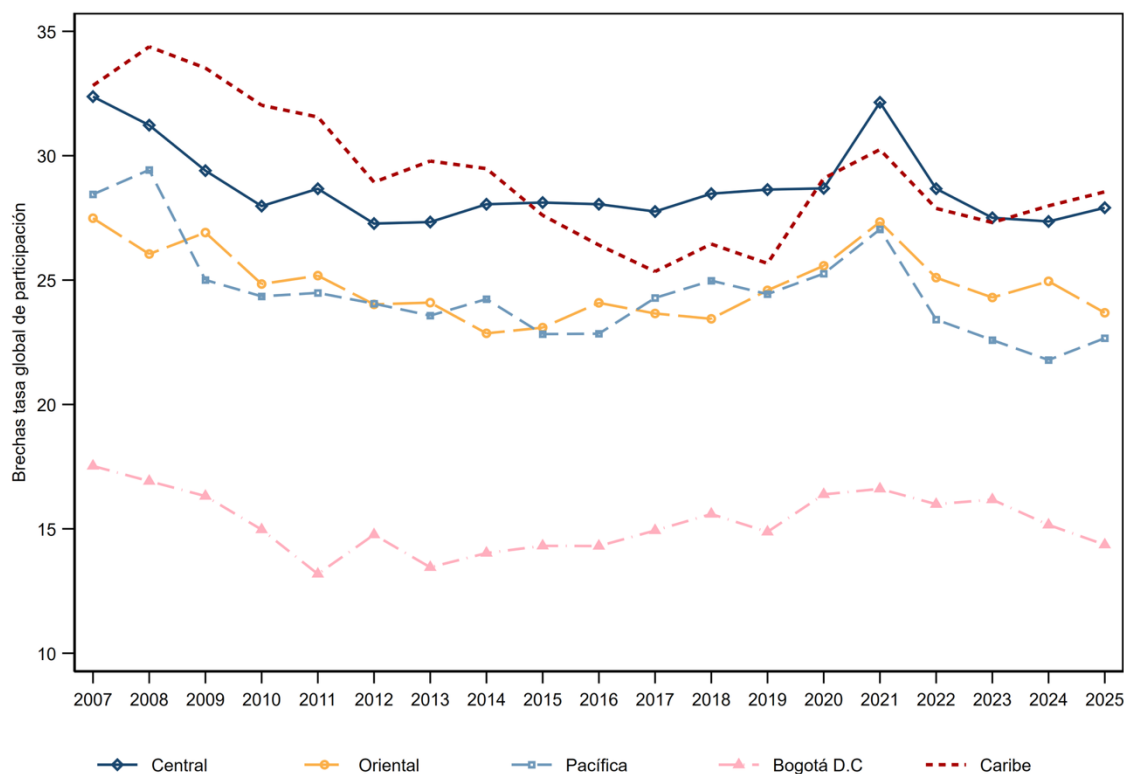
muestra las tasas más bajas de participación femenina a lo largo de todo el periodo, con niveles que rara vez superan el 55% y que en 2020 cayeron por debajo de los que había alcanzados hace más de una década. Esta dinámica es preocupante, ya que incluso en contextos en los que la TGP masculina es comparable entre regiones, la femenina presenta marcadas divergencias. Esto sugiere que las barreras que enfrentan las mujeres para participar en el mercado laboral no se deben únicamente a condiciones económicas generales, sino también a factores estructurales, institucionales o culturales propios de cada región.

El gráfico también evidencia que la heterogeneidad regional de la participación laboral es mucho mayor entre las mujeres que entre los hombres. Esta regularidad es consistente con la idea de que la participación masculina está menos condicionada por el contexto territorial, en parte porque la norma de inserción laboral masculina como proveedor económico opera de manera relativamente generalizada. En cambio, la participación femenina es más sensible a restricciones locales. La literatura sobre participación laboral femenina en países en desarrollo muestra que las diferencias regionales no se explican únicamente por educación, fecundidad o crecimiento económico, sino también por normas sociales, estructura sectorial, acceso a servicios de cuidado y tipo de empleos disponibles (Klasen, 2019; Verick, 2018). En Colombia, este argumento es especialmente relevante: regiones con mayor urbanización y mayor presencia de empleos formales de servicios, como Bogotá, pueden ofrecer mejores condiciones para la inserción laboral femenina; mientras que regiones con mayor informalidad, menor disponibilidad de servicios de cuidado y normas de género más tradicionales, como parte de la región Caribe o zonas rurales, pueden imponer restricciones más fuertes a la participación de las mujeres. Esta interpretación es consistente con evidencia reciente para Colombia que destaca que la provisión de servicios de cuidado puede aliviar la carga doméstica que recae desproporcionadamente sobre las mujeres y favorecer su empleo (Herrera-Idárraga *et al.*, 2024), así como con estudios que muestran que las normas de género y la distribución desigual del trabajo no remunerado se reflejan en brechas de participación, especialmente en hogares con niños pequeños (Díaz *et al.*, 2024).

El Gráfico 2, que presenta directamente las brechas de género en la TGP (calculadas como la diferencia entre la tasa de los hombres y la de las mujeres), confirma la magnitud de estas desigualdades. La región Caribe y la región Central exhiben las mayores brechas durante casi

todo el periodo, con diferencias que en varios años superan los 30 pp. En particular, la región Central alcanza un máximo en 2021, con una brecha cercana a los 33 puntos, posiblemente reflejando un impacto más severo de la pandemia sobre la participación femenina en comparación con la masculina. Aunque se observa una leve recuperación en los años posteriores, la desigualdad permanece elevada.

Gráfico 2. Brechas de género en la tasa global de participación por regiones, 2007-2025



Nota: Caribe: Atlántico, Bolívar, Cesar, Córdoba, La Guajira, Magdalena, Sucre y San Andrés; Central: Antioquia, Caldas, Caquetá, Huila, Quindío, Risaralda y Tolima; Oriental: Boyacá, Cundinamarca, Meta, Norte de Santander y Santander; Pacífica: Chocó, Cauca, Nariño y Valle del Cauca.
Fuente: elaboración propia con base en GEIH - DANE.

Bogotá D.C., por su parte, mantiene brechas significativamente menores, entre 13 y 16 pp, lo que refuerza la hipótesis de que existen condiciones institucionales y de mercado más favorables para la inclusión laboral de las mujeres en la capital. La estabilidad de esta brecha relativamente baja, incluso durante los años de crisis sanitaria, sugiere que Bogotá cuenta

con mayores mecanismos de resiliencia en términos de género para superar problemáticas del mercado laboral.

Las regiones Oriental y Pacífica se encuentran en una posición intermedia, con brechas de participación laboral que oscilan entre los 23 pp y los 26 pp. Ambas regiones muestran un repunte de la desigualdad en 2021, coincidiendo con la crisis pandémica, seguido de una recuperación moderada hacia 2024. No obstante, la región Pacífica presenta una trayectoria ligeramente más favorable en la reciente reducción de la brecha.

En conjunto, los gráficos evidencian que, más allá de la recuperación general del mercado laboral tras el choque del COVID-19, las desigualdades estructurales de género persisten y se expresan de manera diferenciada según el territorio. La interacción entre factores económicos, normativos, culturales y de oferta institucional (como la disponibilidad de servicios de cuidado o la rigidez de los roles de género) parece jugar un papel crucial en la explicación de estas brechas. Estos resultados subrayan la necesidad de políticas diferenciadas por región que no solo promuevan el acceso de las mujeres al empleo, sino que también transformen las condiciones que obstaculizan su participación sostenida en el mercado laboral.

3.2. Brechas de género en el uso del tiempo 2013, 2017, 2021 y 2025.

Las brechas en la tasa global de participación, discutidas previamente, reflejan diferencias en la vinculación de hombres y mujeres al mercado laboral, pero no permiten observar directamente las restricciones de tiempo que enfrentan los individuos dentro del hogar. En particular, una menor participación femenina puede estar asociada con una mayor carga de trabajo no remunerado, que limita la disponibilidad de tiempo para actividades de mercado. En este sentido, en el Cuadro 2 se retoma la información de la ENUT para describir la distribución del tiempo entre trabajo remunerado, trabajo no remunerado y ocio, descanso y otras actividades, diferenciando por sexo y año de encuesta. Para analizar datos más recientes de los que, al momento de llevar a cabo este análisis, permiten los microdatos disponibles, se emplean también las cifras de los reportes de la ENUT de 2024-2025.

Los datos de uso del tiempo muestran una marcada persistencia de las desigualdades de género en la distribución del trabajo remunerado y no remunerado (Cuadro 2). En todos los años analizados, los hombres dedican más tiempo al trabajo remunerado, mientras que las mujeres asumen una carga considerablemente mayor de TDCNR. En 2025, por ejemplo, las mujeres dedican 455 minutos diarios al trabajo no remunerado, frente a 192 minutos de los hombres, lo que implica una brecha de 263 minutos diarios. Esta diferencia equivale a más de cuatro horas adicionales de trabajo no remunerado al día para las mujeres. Al mismo tiempo, ellas disponen de menos tiempo para ocio, descanso y otras actividades: en 2025 registran 521 minutos diarios, frente a 699 minutos de los hombres. La desigualdad no se limita, por tanto, a la participación en el mercado laboral remunerado, sino que refleja una distribución asimétrica del tiempo total de trabajo y del tiempo disponible para el descanso².

El año 2021 evidencia con claridad el impacto desigual del choque pandémico sobre el uso del tiempo. Entre 2017 y 2021, el trabajo remunerado de las mujeres cae de 456 a 337 minutos diarios, mientras que su trabajo no remunerado aumenta de 412 a 464 minutos. En contraste, el trabajo no remunerado de los hombres no aumenta durante este periodo, sino que pasa de 199 a 186 minutos. Como resultado, la brecha de trabajo no remunerado se amplía de 213 a 278 minutos diarios en contra de las mujeres. Este patrón sugiere que, en Colombia, la pandemia no produjo una redistribución equilibrada de las cargas domésticas y de cuidado; por el contrario, la reducción de la actividad remunerada femenina estuvo acompañada por una mayor carga de trabajo no remunerado. Esta evidencia contrasta con algunos estudios internacionales que documentan reducciones parciales de ciertas brechas de cuidado durante los confinamientos, asociadas al mayor tiempo de los hombres en el hogar, aunque tales cambios fueron heterogéneos y en muchos casos transitorios (Craig y Churchill, 2020; Del Boca *et al.*, 2020).

² Los resultados de 2025 se obtuvieron de los reportes preliminares del DANE, que corresponden al período octubre de 2024 a marzo de 2025. Dado que estas cifras no son directamente comparables con las de años anteriores, el ejercicio se concentra en las brechas entre hombres y mujeres. Esta estrategia resulta más pertinente, pues las brechas se calculan como diferencias dentro de cada medición y no como comparaciones directas de horas o minutos entre encuestas.

Cuadro 2. Tiempo dedicado a trabajo remunerado y no remunerado

Panel A: Cálculos en minutos

Actividad	Sexo / brecha	2013	2017	2021	2025
Trabajo remunerado	Hombres	545	553	537	549
	Mujeres	437	456	337	464
	Brecha H-M	108	97	200	85
Trabajo no remunerado	Hombres	190	199	186	192
	Mujeres	443	412	464	455
	Brecha H-M	-253	-213	-278	-263
Ocio, descanso y otros	Hombres	705	688	717	699
	Mujeres	560	572	639	521
	Brecha H-M	145	116	78	178

Panel B: Cálculos en horas

Actividad	Sexo / brecha	2013	2017	2021	2025
Trabajo remunerado	Hombres	9,1	9,2	9,0	9,2
	Mujeres	7,3	7,6	5,6	7,7
	Brecha H-M	1,8	1,6	3,3	1,4
Trabajo no remunerado	Hombres	3,2	3,3	3,1	3,2
	Mujeres	7,4	6,9	7,7	7,6
	Brecha H-M	-4,2	-3,6	-4,6	-4,4
Ocio, descanso y otros	Hombres	11,8	11,5	12,0	11,7
	Mujeres	9,3	9,5	10,7	8,7
	Brecha H-M	2,4	1,9	1,3	3,0

Fuente: elaboración propia con base en DANE – ENUT.

Esta desigual distribución del tiempo también se refleja en la participación en actividades de trabajo no remunerado y en su valoración económica. Según la ENUT de 2021, el 90,3% de las mujeres realiza trabajo no remunerado, frente al 63,0% de los hombres. Asimismo, la Cuenta Satélite de Economía del Cuidado muestra que, en 2021, las mujeres generaron el 75,9% del valor económico total del TDCNR, frente al 24,1% generado por los hombres (DANE, 2022).

Estos resultados descriptivos refuerzan la pertinencia de incorporar el TDCNR en la descomposición de las brechas de participación laboral. Las diferencias en la participación no pueden entenderse únicamente como resultado de dotaciones educativas, edad, presencia

de pareja o número de hijos, sino que también se relacionan con la forma en que se distribuye el tiempo dentro del hogar. La persistencia de una brecha elevada en trabajo no remunerado es consistente con la existencia de una doble jornada femenina, en la medida en que muchas mujeres combinan actividades remuneradas con una carga considerablemente mayor de tareas domésticas y de cuidado. Esta distribución desigual del tiempo se asocia con una menor disponibilidad para el mercado laboral y con menores márgenes de tiempo para el descanso. En este sentido, el trabajo no remunerado es una manifestación observable de las restricciones que enfrentan las mujeres y explica por qué los avances en educación o inserción laboral no se traducen automáticamente en una participación igualitaria.

4. Metodología

Se estima un modelo de regresión probit que permite cuantificar las probabilidades de participación laboral y la brecha entre mujeres y hombres. En este, la variable dependiente Y toma el valor 1 si la persona está económicamente activa (trabaja o busca empleo) y 0 en caso contrario. La especificación incluye un conjunto de variables explicativas X que abarcan factores demográficos y socioeconómicos individuales. Entre las covariables consideradas se encuentran la edad (y su término cuadrático para captar efectos no lineales del ciclo de vida), el nivel educativo alcanzado, la presencia de pareja o cónyuge en el hogar, y el número de hijos pequeños que requieren más tiempo de cuidado.. La especificación base utiliza el número de niños menores de seis años porque este grupo concentra la demanda más intensiva y menos sustituible de cuidado dentro del hogar³, especialmente antes de la vinculación plena al sistema educativo. En ese sentido, esta variable captura el margen de cuidado infantil más directamente asociado con restricciones de tiempo para la participación laboral.

También se incluyen otras características relevantes del resto de integrantes del hogar que capturen las condiciones económicas y familiares que están asociadas con la decisión de los

³ Trabajos previos han incluido determinantes similares de la participación laboral. Por ejemplo, Gontero y Vezza (2023) incluye un modelo probit para los países de América Latina que considera estado civil, nivel educativo, presencia de niños pequeños, ingresos del hogar y zona de residencia, coincidiendo en gran parte con las variables que se emplean este trabajo.

individuos de integrarse al mercado laboral. Una de estas variables es la tasa bruta⁴ de desempleo de otros miembros del hogar, definida como la proporción de personas desempleadas dentro del hogar, excluyendo al individuo en análisis, en relación con la población en edad de trabajar (PET) del mismo hogar. Esta variable permite capturar el efecto de las condiciones laborales del entorno familiar en la decisión individual de participar en el mercado laboral. Estudios han encontrado que la tasa de desempleo de otros miembros del hogar tiene un efecto positivo en la probabilidad de participación laboral del individuo (Arango y Posada, 2003).

Otra variable considerada es un indicador de riqueza del hogar, construido como una variable binaria que identifica a los hogares con ciertas características asociadas a un mayor nivel económico siguiendo la propuesta de Arango *et al.* (2003). Se considera que un hogar posee riqueza si cumple al menos una de las siguientes condiciones: posee vivienda propia sin deuda hipotecaria, está ubicado en un estrato socioeconómico medio o superior, o tiene ingresos mensuales per cápita superiores a un umbral determinado, en este caso, tres salarios mínimos. Si se posee esta condición en el hogar, ello puede disminuir la necesidad económica de que todos sus miembros participen en el mercado laboral, elevando el salario de reserva del individuo. Por lo tanto, a medida que aumenta la riqueza del hogar, la probabilidad de que sus miembros participen en el mercado laboral puede disminuir.

En las especificaciones ampliadas con la ENUT, se incluye la cantidad de horas semanales dedicadas al trabajo no remunerado de cuidado y del hogar. El modelo se estima separadamente para cada región y sexo, lo que permite obtener coeficientes distintos para hombres (β_h) y mujeres (β_m) en cada región. Esto es importante, ya que los efectos de las variables pueden ser heterogéneos entre sexos. En efecto, existen estudios para Colombia que documentan que la influencia de tener un hijo sobre la participación laboral se traduce en una caída de 36 pp para las mujeres, mientras que para los hombres se observa un aumento

⁴ Se hace referencia a una “tasa bruta” porque en estricto rigor la tasa de desempleo relaciona el número de desempleados en relación con la Población Económicamente Activa (PEA) en vez de la PET.

en participación, cercano a los 2 pp (Caro Guevara, 2023). De acuerdo con lo anterior, la probabilidad de participación para cada grupo g se modela como:

$$\Pr(Y_g = 1) = \Phi(X_g\beta_g), g \in \{m, h\} \quad (1)$$

donde $g = m$ representa a las mujeres y $g = h$, a los hombres. $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución normal acumulada estándar, X_g es el vector de características y β_g es el vector de coeficientes de cada grupo. En adelante, $X_g\beta_g$ se usa como notación compacta para denotar el producto interno entre el vector de características y el vector de coeficientes del grupo g . Cabe señalar que la descomposición de Blinder-Oaxaca para el modelo lineal, cuando la variable a descomponer es continua, se plantea como:

$$\Delta Y = Y_m - Y_h = (\bar{X}_m\hat{\beta}_m - \bar{X}_h\hat{\beta}_m) + (\bar{X}_h\hat{\beta}_m - \bar{X}_h\hat{\beta}_h) \quad (2)$$

En este caso, la brecha en la variable de resultado se obtiene como proyecciones lineales de sus componentes: el explicado (dotaciones) y el no explicado (retornos a esas dotaciones). El componente explicado mide cuánto de la brecha se debe a que las mujeres tienen características distintas en promedio a los hombres, evaluando ambos grupos con los mismos coeficientes ($\hat{\beta}_m$). El componente no explicado mide cuánto de la brecha se debe a que los mismos atributos tienen efectos diferentes para mujeres y hombres, usando como referencia las características de los hombres, \bar{X}_h .

En el caso de la modelación de la probabilidad de participar, se emplea la variable dependiente binaria, por lo que la aproximación lineal no es adecuada. Con el fin de desagregar la brecha total de participación laboral entre hombres y mujeres en componentes explicados y no explicados, en este documento se emplea el método propuesto por Yun (2004) para modelos no lineales, al que nos referimos como Blinder-Oaxaca-Yun (BOY). Esta metodología extiende la descomposición clásica de Blinder-Oaxaca al caso de una variable dependiente binaria (participar o no en la fuerza laboral) usando un modelo probabilístico que puede ser logit o probit. En este trabajo, la probabilidad de ocurrencia de la participación laboral se modela a partir de la función de distribución acumulada normal

estándar (Φ) de tal manera que el modelo probit a estimar corresponde a: $Prob(Y_g) = \Phi(X_g\hat{\beta}_g)$, siendo g el subíndice de los grupos de comparación.

Una vez estimados los modelos probit, se calculan las probabilidades predichas individuales y luego se obtiene su promedio muestral para cada grupo. En modelos no lineales, este promedio no equivale, en general, a evaluar la función en las medias de las covariables; es decir, $\overline{\Phi(X_m\hat{\beta}_m)} \neq \Phi(\bar{X}_m\hat{\beta}_m)$. Por ello, siguiendo a Yun (2004), la descomposición se expresa en términos de promedios muestrales de probabilidades predichas, donde $\overline{\Phi(X_m\hat{\beta}_m)} = N_g^{-1} \sum_{i \in g} \Phi(X_m\hat{\beta}_m)$.

La brecha observada en la tasa de participación se expresa como la suma de dos términos: uno asociado con diferencias en dotaciones observables y otro asociado con diferencias en coeficientes o retornos estimados:

$$\overline{Prob(Y_m)} - \overline{Prob(Y_h)} = \left(\overline{\Phi(X_m\hat{\beta}_m)} - \overline{\Phi(X_h\hat{\beta}_m)} \right) + \left(\overline{\Phi(X_h\hat{\beta}_m)} - \overline{\Phi(X_h\hat{\beta}_h)} \right) \quad (3)$$

Donde X_m y X_h representan las matrices de características observadas para mujeres y hombres, respectivamente, y la barra sobre $\Phi(\cdot)$ indica el promedio muestral de las probabilidades predichas individuales en cada grupo.

El primer término corresponde al componente de dotación o explicado: compara las probabilidades predichas para mujeres y hombres al aplicar una misma estructura de coeficientes. El segundo término corresponde al componente de coeficientes o no explicado: compara las probabilidades predichas para los hombres bajo la estructura de coeficientes de mujeres y de hombres.

En este documento, aplicamos la descomposición de BOY separadamente para cada región del país, comparando hombres y mujeres dentro de la misma región (es decir, se realiza una descomposición regional de la brecha). De esta forma, obtenemos para cada región cuánto de su brecha de participación laboral se explica por diferencias de características en esa región y cuánto por diferencias en coeficientes. Asimismo, comparamos resultados en

distintos años (2013, 2017, 2021) para evaluar la evolución temporal de los componentes. Además, los intervalos de confianza de cada componente se calculan a partir de errores estándar obtenidos mediante técnicas de linealización, siguiendo la aproximación propuesta por Yun (2004). Esta información permite evaluar la significancia estadística de los resultados de la descomposición. No obstante, por razones de espacio, las tablas reportan únicamente el nivel general de significancia estadística.

Las estimaciones que incluyen las horas dedicadas al TDCNR analizan cómo la composición de la brecha se modifica al incorporar esta dimensión observable del uso del tiempo. En particular, se busca evaluar en qué medida una parte de la brecha, previamente clasificada dentro del componente de coeficientes, pasa a asociarse con diferencias observables en la carga de trabajo doméstico y de cuidado no remunerado.

Es importante precisar que la inclusión de las horas dedicadas al TDCNR no debe interpretarse como una estrategia de identificación causal del efecto del cuidado sobre la participación laboral. La participación en el mercado laboral y la asignación de tiempo al cuidado son decisiones potencialmente simultáneas dentro del hogar. En particular, una menor participación laboral puede aumentar el tiempo disponible para actividades domésticas y de cuidado, al tiempo que una mayor carga de cuidado puede restringir la disponibilidad para participar en el mercado laboral. Por esta razón, el coeficiente asociado a las horas de cuidado en el modelo probit recoge una asociación condicional contemporánea y no un parámetro causal estructural.

Por otro lado, es clave señalar que la descomposición BOY es sensible a la elección del grupo de referencia. Esta sensibilidad es un aspecto reconocido en la literatura sobre las descomposiciones Blinder-Oaxaca, donde la selección de los coeficientes de referencia se denomina el "index problem" (Oaxaca y Ransom, 1994; Jann, 2008). Por tanto, los componentes de dotación, coeficientes e interacción deben interpretarse como resultados de un ejercicio contrafactual específico, y no como parámetros estructurales invariantes. En este trabajo, la brecha se define como la diferencia entre la participación promedio de las mujeres y la de los hombres. Sin embargo, la estructura de referencia no se define por el signo de la

brecha, sino por los coeficientes utilizados para valorar las diferencias en dotaciones observables.

Las estimaciones principales utilizan la estructura de coeficientes de las mujeres como referencia, tal como lo muestra la ecuación (3). Esta elección responde al contrafactual sustantivo del análisis: examinar cuánto de la brecha se asocia con diferencias en características observables entre mujeres y hombres cuando dichas características se valoran bajo la estructura estimada de participación femenina. Esta opción es coherente con el objetivo del documento, que busca analizar las restricciones asociadas con la participación laboral de las mujeres, en particular aquellas relacionadas con la organización del cuidado y el uso del tiempo, sin asumir que la estructura masculina constituye el estándar normativo o no discriminatorio.

Como ejercicio de robustez, también se estiman descomposiciones alternativas utilizando una estructura de coeficientes agrupada. Esta especificación permite evaluar si los patrones principales dependen de la elección del grupo de referencia o si se mantienen bajo una estructura común estimada para ambos grupos.

5. Resultados

El análisis de las brechas de participación laboral por género en Colombia, basado en descomposiciones del tipo BOY a partir de la ENUT, revela desigualdades persistentes entre hombres y mujeres en todas las regiones. La estructura del análisis contrasta, para cada subgrupo, el escenario tradicional de participación sin incluir el componente del trabajo no remunerado con aquel que sí incluye el TDCNR. Esta distinción permite identificar tanto el peso relativo del uso del tiempo en la desigualdad laboral como el componente estructural que no es explicado por dotaciones observables. No obstante, la comparación entre las especificaciones que excluyen e incluyen las horas de trabajo no remunerado debe leerse como un ejercicio de descomposición contable. Su propósito es evaluar en qué medida una dimensión observada del uso del tiempo, usualmente ausente en encuestas laborales tradicionales, modifica la clasificación de la brecha entre componentes explicados y no

explicados. El cambio en el componente explicado no representa una estimación causal del efecto del cuidado, sino una medida de cuánto de la brecha se asocia con diferencias contemporáneas en la carga de trabajo doméstico y de cuidado reportada por hombres y mujeres.

5.1. Descomposición nacional y regional de las brechas en participación

En el Cuadro 3 -Panel A, que presenta los resultados agregados para las principales regiones del país sin considerar el trabajo doméstico no remunerado, se observa que la brecha de participación femenina respecto a la masculina en 2021 alcanza $-36,7$ pp a nivel nacional, con diferencias más pronunciadas en regiones como el Caribe ($-42,9$ pp), el Centro ($-36,6$ pp) y la Pacífica ($-36,3$ pp). La mayor parte de esta brecha se ubica en el componente de coeficientes: a nivel nacional, este representa cerca del 82% de la brecha total en 2021, mientras que en Bogotá su peso relativo es menor, con valores cercanos al 71% en ese mismo año (Cuadro A. 1). Esta diferencia sugiere que la importancia relativa del componente no asociado directamente con dotaciones observables varía territorialmente, aunque continúa siendo dominante frente al componente de dotación. La persistencia de este patrón en 2013, 2017 y 2021 es consistente con la presencia de restricciones estructurales, normas sociales y otros factores no observados que se relacionan con la menor participación laboral femenina, incluso en contextos donde las dotaciones de capital humano de las mujeres han convergido o son superiores a las de los hombres (Iregui-Bohórquez *et al.*, 2021; Abadía, 2005).

Al incorporar el TDCNR en la definición de participación, se observa un cambio relevante en la estructura de la descomposición. En el Panel B, la brecha total nacional en 2021 se mantiene prácticamente inalterada frente al Panel A, en $-36,7$ pp. Sin embargo, el componente de dotación aumenta en magnitud de $-6,7$ pp a $-16,7$ pp, mientras que el componente de coeficientes se reduce de $-30,0$ pp a $-19,9$ pp. Este cambio sugiere que la inclusión del trabajo no remunerado permite observar una dimensión central de la desigual distribución del tiempo entre hombres y mujeres y traslada parte de la brecha, antes clasificada como no explicada, hacia el componente asociado con diferencias en características observables. Desde los enfoques feministas de la economía del cuidado, el

reconocimiento del trabajo no remunerado como actividad económica permite visibilizar el costo de oportunidad asociado con la mayor carga doméstica y de cuidado asumida por las mujeres, así como su relación con las brechas de inserción en el mercado laboral remunerado (Folbre, 2006).

Cuadro 3. Descomposición de BOY de las brechas en probabilidades de participar para todos los individuos en las regiones

Panel A. Sin incluir el TDCNR

	Nacional	Caribe	Central	Oriental	Pacífica	Bogotá
2013						
Dotación	-0,071	-0,060	-0,079	-0,067	-0,061	-0,077
Coefficientes	-0,267	-0,323	-0,298	-0,284	-0,265	-0,146
Total	-0,337	-0,383	-0,377	-0,351	-0,326	-0,223
2017						
Dotación	-0,071	-0,059	-0,085	-0,071	-0,060	-0,084
Coefficientes	-0,255	-0,303	-0,267	-0,239	-0,239	-0,190
Total	-0,325	-0,361	-0,351	-0,309	-0,299	-0,274
2021						
Dotación	-0,067	-0,056	-0,076	-0,070	-0,061	-0,082
Coefficientes	-0,300	-0,373	-0,291	-0,287	-0,302	-0,204
Total	-0,367	-0,429	-0,366	-0,356	-0,363	-0,287

Panel B. Incluyendo el TDCNR

	Nacional	Caribe	Central	Oriental	Pacífica	Bogotá
2013						
Dotación	-0,198	-0,219	-0,201	-0,222	-0,163	-0,158
Coefficientes	-0,139	-0,163	-0,174	-0,128	-0,163	-0,064
Total	-0,336	-0,382	-0,376	-0,349	-0,325	-0,222
2017						
Dotación	-0,184	-0,177	-0,225	-0,170	-0,198	-0,154
Coefficientes	-0,141	-0,183	-0,126	-0,138	-0,100	-0,120
Total	-0,324	-0,360	-0,351	-0,308	-0,298	-0,273
2021						
Dotación	-0,167	-0,173	-0,185	-0,161	-0,162	-0,150
Coefficientes	-0,199	-0,255	-0,181	-0,194	-0,201	-0,136
Total	-0,367	-0,428	-0,366	-0,355	-0,362	-0,286

Nota: coeficientes significativos al 0.01.

Fuente: elaboración propia con base en ENUT - DANE.

Como se discutió al final de la sección de metodología, la descomposición puede ser sensible a la estructura de referencia utilizada. Por ello, los cuadros del Anexo comparan los resultados

de la especificación mostrada en el Cuadro 3 con una alternativa "pooled". En esta última, los coeficientes de referencia no solo se basan en los de las mujeres, sino que se estiman a partir de la muestra conjunta de mujeres y hombres, tanto excluyendo el TDCNR (Cuadro A. 1) como incluyéndolo (Cuadro A. 2). Esta comparación permite evaluar si los resultados dependen del uso de los coeficientes de las mujeres como base o si se mantienen estables al emplear una estructura común. Los resultados muestran diferencias relativamente pequeñas entre ambas especificaciones para el total nacional, lo que respalda la robustez de las conclusiones principales. Aunque se encontraron resultados similares para los demás subgrupos poblacionales estudiados en análisis posteriores, los cuadros correspondientes se omitieron por razones de espacio.

5.2. Brechas de género urbanas y rurales en la participación laboral

El Cuadro 4 - Panel A muestra los resultados únicamente para áreas urbanas de las regiones estudiadas, donde la columna "Total" corresponde al agregado de esas zonas en el país. En 2021, la brecha total urbana es de -32,7 pp, con máximos en el Caribe (-38,6 pp) y mínimos en Bogotá (-28,7 pp). De nuevo, el componente explicado es reducido (-6,4 pp a nivel nacional), mientras que el componente no explicado explica más del 80% de la brecha. En estos contextos urbanos, donde el nivel educativo femenino ha alcanzado e incluso superado al masculino, la persistencia de la brecha apunta a segmentación ocupacional, sesgos de contratación y, posiblemente, penalización por maternidad (Goldin, 2014).

El mismo patrón se observa en el Panel B, donde la brecha total en 2021 se mantiene en -32,6 pp, pero el componente explicado se duplica al pasar de -6,4 pp a -15,5 pp. En Bogotá, la diferencia también es notable: en 2021 el componente explicado pasa de -8,2 pp a -15,0 pp cuando se incluye el trabajo no remunerado, destacando que, incluso en contextos urbanos desarrollados la carga de cuidado sigue estando asociada a fuentes importantes de desigualdad.

Cuadro 4. Descomposición de BOY de las brechas en probabilidades de participar para los individuos de las zonas urbanas

Panel A. Sin incluir el TDCNR

	Total	Caribe	Central	Oriental	Pacífica	Bogotá
2013						
Dotación	-0,066	-0,064	-0,066	-0,060	-0,058	-0,077
Coefficientes	-0,222	-0,279	-0,234	-0,228	-0,211	-0,146
Total	-0,288	-0,343	-0,300	-0,288	-0,269	-0,223
2017						
Dotación	-0,069	-0,053	-0,083	-0,073	-0,057	-0,084
Coefficientes	-0,226	-0,277	-0,225	-0,198	-0,205	-0,190
Total	-0,295	-0,330	-0,308	-0,271	-0,263	-0,274
2021						
Dotación	-0,064	-0,053	-0,072	-0,066	-0,057	-0,082
Coefficientes	-0,262	-0,333	-0,249	-0,231	-0,267	-0,204
Total	-0,327	-0,386	-0,321	-0,296	-0,324	-0,287

Panel B. Incluyendo el TDCNR

	Total	Caribe	Central	Oriental	Pacífica	Bogotá
2013						
Dotación	-0,180	-0,204	-0,177	-0,204	-0,151	-0,158
Coefficientes	-0,106	-0,138	-0,122	-0,082	-0,118	-0,064
Total	-0,287	-0,343	-0,299	-0,287	-0,269	-0,222
2017						
Dotación	-0,173	-0,163	-0,211	-0,164	-0,189	-0,154
Coefficientes	-0,121	-0,166	-0,096	-0,106	-0,073	-0,120
Total	-0,294	-0,329	-0,307	-0,270	-0,262	-0,273
2021						
Dotación	-0,155	-0,165	-0,172	-0,140	-0,151	-0,150
Coefficientes	-0,171	-0,220	-0,148	-0,155	-0,172	-0,136
Total	-0,326	-0,386	-0,320	-0,296	-0,324	-0,286

Nota: coeficientes significativos al 0.01.

Fuente: elaboración propia con base en ENUT - DANE.

En las áreas rurales, la situación es todavía menos favorable. El Cuadro 5 presenta la descomposición para la población rural, encontrándose que, en 2021, la brecha de participación femenina respecto a la masculina alcanza $-52,6$ pp en este agregado, con un componente de dotación de $-7,6$ pp y un componente de coeficientes de $-44,9$ pp. Esto indica que una proporción superior al 85% de la brecha se ubica en el componente de coeficientes, es decir, en la parte no asociada directamente con diferencias en las características observables incluidas en el modelo. Esta magnitud es consistente con la presencia de factores

no observados, entre ellos normas culturales más rígidas, condiciones diferenciadas de inserción laboral femenina o limitaciones en la provisión de servicios de cuidado. En el Caribe rural, la brecha alcanza $-60,8$ pp, la más amplia entre las regiones rurales consideradas, con un componente de coeficientes de $-54,8$ pp en 2021.

Cuadro 5. Descomposición de BOY de las brechas en probabilidades de participar para los individuos de las zonas rurales

Panel A. Sin incluir el TDCNR

	Total	Caribe	Central	Oriental	Pacífica
2013					
Dotación	-0,091	-0,055	-0,108	-0,101	-0,072
Coeficientes	-0,458	-0,501	-0,512	-0,415	-0,406
Total	-0,549	-0,556	-0,621	-0,516	-0,478
2017					
Dotación	-0,085	-0,094	-0,089	-0,061	-0,089
Coeficientes	-0,387	-0,444	-0,433	-0,368	-0,306
Total	-0,471	-0,538	-0,522	-0,428	-0,395
2021					
Dotación	-0,076	-0,060	-0,075	-0,077	-0,081
Coeficientes	-0,449	-0,548	-0,449	-0,438	-0,372
Total	-0,526	-0,608	-0,523	-0,514	-0,454

Panel B. Incluyendo el TDCNR

	Total	Caribe	Central	Oriental	Pacífica
2013					
Dotación	-0,252	-0,300	-0,230	-0,262	-0,187
Coeficientes	-0,296	-0,256	-0,390	-0,253	-0,291
Total	-0,548	-0,556	-0,620	-0,515	-0,478
2017					
Dotación	-0,240	-0,251	-0,265	-0,176	-0,242
Coeficientes	-0,231	-0,287	-0,257	-0,252	-0,152
Total	-0,471	-0,538	-0,522	-0,428	-0,394
2021					
Dotación	-0,208	-0,172	-0,215	-0,216	-0,194
Coeficientes	-0,318	-0,436	-0,307	-0,296	-0,260
Total	-0,525	-0,608	-0,523	-0,513	-0,454

Nota: coeficientes significativos al 0.01.

Fuente: elaboración propia con base en ENUT - DANE.

El Panel B muestra un cambio más pronunciado en la estructura de la descomposición. Aunque la brecha total se mantiene en $-52,6$ pp, el componente de dotación aumenta en

magnitud a $-20,8$ pp, frente a $-7,6$ pp en el Panel A. Este cambio indica que, al incorporar el TDCNR, una parte mayor de la brecha se reclasifica dentro del componente asociado con características observables. En el caso de las mujeres rurales, esta variable permite visibilizar diferencias en el uso del tiempo vinculadas con actividades domésticas, de cuidado y productivas no remuneradas, como la agricultura de subsistencia, el cuidado de personas mayores o las labores del hogar. Sin embargo, incluso después de esta incorporación, el componente de coeficientes todavía supera los -30 pp.

La lectura de estos resultados debe complementarse con la evidencia descriptiva sobre uso del tiempo en el ámbito rural. De acuerdo con DANE (2020), las mujeres rurales trabajan en promedio 12 horas y 42 minutos al día, de las cuales el 62% corresponde a actividades no remuneradas; en contraste, los hombres rurales trabajan 11 horas y 31 minutos diarios, con una participación no remunerada de 27%. Esta diferencia apunta a una distribución del tiempo particularmente desigual en las zonas rurales, consistente con la mayor magnitud del componente de dotación observado al incorporar el TDCNR.

La magnitud persistente del componente de coeficientes en las zonas rurales sugiere que, más allá de las diferencias observables incluidas en el modelo, una parte sustantiva de la brecha permanece vinculada con factores estructurales y contextuales no capturados plenamente por la descomposición. Entre estos factores podrían encontrarse restricciones en el acceso a empleos adecuados, normas sociales sobre la división sexual del trabajo, menor disponibilidad de servicios de cuidado y trayectorias laborales femeninas más discontinuas.

Esta interpretación es consistente con evidencia reciente sobre la formación temprana de roles de género en el TDCNR. Datos de ANIF (2025), basados en información del DANE para el cuarto trimestre de 2024, muestran que en Colombia, por cada niño que realiza este tipo de trabajo infantil, hay casi tres niñas, y que esta disparidad se acentúa en las zonas rurales, donde la relación asciende a cinco niñas por cada niño. Esta evidencia sugiere que la asignación desigual de responsabilidades domésticas no surge únicamente en la adultez, sino que puede reproducirse desde edades tempranas. En este sentido, aunque la descomposición no permite identificar directamente estos mecanismos, el peso del componente no explicado podría ser compatible con la existencia de restricciones acumuladas asociadas con normas de

género, exposición más temprana a tareas de cuidado y mayores cargas domésticas a lo largo del ciclo de vida, que pueden prevalecer en los ambientes rurales.

En conjunto, los resultados sugieren una vulnerabilidad diferenciada entre dominios de Los resultados también sugieren que las brechas de participación tienen una dimensión acumulativa. En los dominios donde la diferencia entre mujeres y hombres es más amplia, la menor vinculación laboral relativa de las mujeres puede proyectarse más allá del empleo contemporáneo. En línea con Gu *et al.* (2024), la continuidad en la participación laboral se relaciona con la acumulación de experiencia, ingresos, activos y capacidades financieras. Por ello, las diferencias observadas en participación pueden traducirse en desigualdades persistentes en acumulación patrimonial y autonomía económica a lo largo del ciclo de vida.

5.3. Pertenencia étnica y brechas de participación

El Cuadro 6 descompone la brecha entre hombres y mujeres que no se identifican como parte de un grupo étnico. A nivel nacional, la brecha es de -36,5 pp en 2021, con un componente explicado de apenas -7,1 pp y un componente no explicado que alcanza los -29,4 pp, lo que sugiere que, incluso entre la población no étnica, la mayor parte de la desigualdad se debe a retornos diferenciales o factores no observados.

El Panel B del Cuadro 6 revela que el valor absoluto del componente de dotación aumenta de manera importante en 2021, al pasar de -7,1 pp a -17,1 pp. Este cambio indica que los resultados permiten visibilizar la relevancia del trabajo doméstico y de cuidado no remunerado en la estructura de las brechas, aunque su peso relativo varía entre hombres y mujeres.

Cuadro 6. Descomposición de BOY de las brechas en probabilidades de participar para los no pertenecientes a grupos étnicos

Panel A. Sin incluir el TDCNR

	Total	Caribe	Central	Oriental	Pacífica	Bogotá
2013						
Dotación	-0,073	-0,062	-0,081	-0,066	-0,063	-0,077
Coefficientes	-0,263	-0,337	-0,296	-0,284	-0,258	-0,147
Total	-0,336	-0,399	-0,377	-0,351	-0,321	-0,224
2017						
Dotación	-0,074	-0,060	-0,085	-0,070	-0,074	-0,084
Coefficientes	-0,255	-0,314	-0,266	-0,239	-0,237	-0,191
Total	-0,329	-0,374	-0,351	-0,309	-0,312	-0,275
2021						
Dotación	-0,071	-0,056	-0,076	-0,071	-0,083	-0,082
Coefficientes	-0,294	-0,381	-0,291	-0,284	-0,267	-0,205
Total	-0,365	-0,436	-0,367	-0,355	-0,350	-0,287

Panel B. Incluyendo el TDCNR

	Total	Caribe	Central	Oriental	Pacífica	Bogotá
2013						
Dotación	-0,198	-0,214	-0,204	-0,221	-0,164	-0,158
Coefficientes	-0,137	-0,184	-0,172	-0,128	-0,156	-0,064
Total	-0,335	-0,398	-0,376	-0,349	-0,320	-0,223
2017						
Dotación	-0,188	-0,186	-0,225	-0,170	-0,222	-0,154
Coefficientes	-0,140	-0,187	-0,125	-0,138	-0,088	-0,120
Total	-0,328	-0,373	-0,351	-0,308	-0,311	-0,274
2021						
Dotación	-0,171	-0,172	-0,185	-0,162	-0,190	-0,152
Coefficientes	-0,193	-0,264	-0,181	-0,192	-0,161	-0,135
Total	-0,365	-0,436	-0,367	-0,354	-0,350	-0,286

Nota: coeficientes significativos al 0.01.

Fuente: elaboración propia con base en ENUT - DANE.

Finalmente, el Cuadro 7 analiza la situación de los individuos que pertenecen a grupos étnicos (afrodescendientes e indígenas). La descomposición se presenta únicamente para las regiones Caribe y Pacífica, dado que en las demás regiones la representatividad de estos grupos no permite obtener estimaciones confiables. El Panel A muestra que, entre 2013 y 2021, ambas regiones registran brechas negativas persistentes en las probabilidades de participación laboral de las mujeres pertenecientes a grupos étnicos, con diferencias totales que oscilan entre cerca de 27 pp y casi 40 pp, y con un claro predominio del componente de coeficientes.

Cuadro 7. Descomposición de BOY de las brechas en probabilidades de participar para los individuos de los grupos de minorías étnicas.

	Panel A. Sin incluir el TDCNR		Panel B. Incluyendo el TDCNR	
Región	Caribe	Pacífica	Caribe	Pacífico
2013				
Dotación	-0,058	-0,060	-0,224	-0,16
Coefficientes	-0,296	-0,276	-0,129	-0,17
Total	-0,354	-0,336	-0,353	-0,33
2017				
Dotación	-0,056	-0,025	-0,150	-0,14
Coefficientes	-0,256	-0,242	-0,161	-0,12
Total	-0,312	-0,267	-0,311	-0,26
2021				
Dotación	-0,055	-0,022	-0,173	-0,09
Coefficientes	-0,333	-0,374	-0,214	-0,30
Total	-0,388	-0,397	-0,387	-0,39

Nota: La descomposición se presenta únicamente para las regiones Caribe y Pacífica, dado que en las demás regiones la representatividad de los grupos étnicos no es suficiente para obtener estimaciones confiables. Coeficientes significativos al 0.01.

Fuente: elaboración propia con base en ENUT - DANE.

Cuando se incluye el TDCNR en el Panel B, las brechas totales se mantienen prácticamente inalteradas, pero cambia su composición. En la región Caribe, el componente de dotación aumenta en magnitud, mientras que el componente de coeficientes se reduce; un patrón similar se observa en la región Pacífica. Esto sugiere que la incorporación del trabajo no remunerado permite asociar una mayor proporción de la brecha con diferencias observables en el uso del tiempo y en la distribución de labores domésticas y de cuidado. No obstante, el componente de coeficientes sigue siendo elevado, especialmente en 2021, lo que indica que una parte importante de la brecha permanece relacionada con diferencias en la estructura estimada de participación laboral entre mujeres y hombres.

Esta interpretación concuerda con la literatura sobre economía del cuidado y desigualdad territorial, la cual indica que las cargas domésticas y de cuidado suelen intensificarse en contextos de pobreza multidimensional, acceso restringido a servicios públicos y normas tradicionales sobre la división sexual del trabajo (Gontero y Vezza, 2023).

En 2021, la brecha en el Caribe fue de 38,7 puntos porcentuales, con 30,8 p.p. atribuidos a un componente no explicado. En la región Pacífica, esta cifra ascendió a 39,6 p.p., de los cuales 32,6 p.p. se asocian a factores no observados. La magnitud y persistencia de estos componentes inexplicados sugieren la influencia de mecanismos estructurales y posibles formas de discriminación interseccional. Estos hallazgos concuerdan con la evidencia previa sobre la vulnerabilidad laboral de las mujeres de minorías étnicas (Crenshaw, 1991; CEPAL, 2022b).

En el caso de la población perteneciente a minorías étnicas, la incorporación del trabajo no remunerado permite visibilizar que una parte de la brecha de participación se asocia con diferencias observables en el uso del tiempo y en la distribución del trabajo doméstico y de cuidado entre mujeres y hombres. No obstante, incluso después de esta incorporación, el componente de coeficientes permanece elevado, lo que sugiere que una parte importante de la brecha sigue vinculada con factores no observados por el modelo, entre ellos normas de género, segmentación laboral, condiciones territoriales y otros factores institucionales o socioculturales. Los resultados, sin embargo, no indican que la pertenencia étnica amplifique de manera uniforme la brecha de género en participación laboral. Más bien, muestran que la relación entre género, etnicidad y territorio es heterogénea: en la región Caribe, las brechas de género son menores entre la población étnica que entre la no étnica, mientras que en la región Pacífica el patrón es más variable y se acentúa en 2021. En este sentido, la pertenencia étnica debe interpretarse como una dimensión asociada con condiciones diferenciadas de participación laboral, pero no necesariamente como una penalización adicional homogénea sobre la brecha entre hombres y mujeres.

Aunque Colombia cuenta con normativas para visibilizar y valorar el trabajo de cuidado, como la Ley 1413 de 2010, y con políticas de inclusión étnica y de género, los resultados sugieren que persisten barreras relevantes para la igualdad laboral. Estas barreras no se expresan de la misma forma en todos los grupos ni en todas las regiones, por lo que resulta necesario interpretar las brechas desde una perspectiva territorial e interseccional, evitando asumir que el género y la pertenencia étnica operan siempre en la misma dirección o con la misma intensidad.

5.4. Patrones comunes en los diferentes dominios de la descomposición

La comparación transversal de los resultados permite identificar cinco patrones comunes en los distintos dominios de análisis. Estos patrones resumen la evidencia nacional y regional, la comparación urbano-rural y la desagregación por pertenencia étnica. En conjunto, muestran que la brecha de participación laboral entre mujeres y hombres es persistente, territorialmente heterogénea y sensible a la incorporación del TDCNR, aunque una parte importante de la diferencia permanece asociada con el componente de coeficientes.

En primer lugar, la brecha de participación laboral se mantiene en contra de las mujeres en todos los dominios analizados. Tanto en el total nacional como en las regiones, las zonas urbanas y rurales, y la población perteneciente a grupos étnicos, la diferencia entre participación femenina y masculina es negativa. Esto confirma que la menor vinculación relativa de las mujeres al mercado laboral no corresponde a un resultado aislado de un territorio o grupo poblacional específico, sino a una regularidad persistente en los datos.

En segundo lugar, la magnitud de la brecha varía significativamente entre dominios, destacando las brechas regionales. Esta heterogeneidad sugiere que las brechas de participación laboral no pueden entenderse únicamente como una diferencia promedio entre mujeres y hombres, sino como un fenómeno mediado por las condiciones territoriales, la estructura productiva, la disponibilidad de servicios de cuidado y las características de los mercados laborales locales.

En tercer lugar, cuando no se incorpora el TDCNR, la mayor parte de la brecha se concentra en el componente de coeficientes. Esto indica que las diferencias en dotaciones observables (como educación, edad, presencia de pareja, hijos pequeños y características del hogar) no explican por sí solas la menor participación laboral femenina. En términos interpretativos, este resultado es consistente con diferencias en la forma en que esas características se traducen en participación laboral para mujeres y hombres, así como con factores no observados por el modelo.

En cuarto lugar, la incorporación del TDCNR no modifica sustancialmente la magnitud total de la brecha, pero sí cambia su composición. En varios dominios, el componente de dotación aumenta en magnitud y el componente de coeficientes se reduce. Este patrón muestra que una parte de la brecha que antes quedaba clasificada como no explicada pasa a asociarse con diferencias observables en el uso del tiempo. Así, el TDCNR no elimina la brecha, pero permite interpretar con mayor precisión una dimensión relevante de la desigualdad entre mujeres y hombres.

En quinto lugar, incluso después de incorporar el TDCNR, el componente de coeficientes sigue siendo elevado en la mayoría de dominios. Esto sugiere que la desigual distribución del trabajo doméstico y de cuidado es una dimensión central de la brecha, pero no agota su explicación. La menor participación relativa de las mujeres también debe leerse en relación con segmentación laboral, normas sociales, restricciones institucionales, posibles sesgos discriminatorios y diferencias territoriales en las oportunidades de inserción laboral.

En conjunto, estos patrones muestran que las brechas de participación laboral no se explican principalmente por diferencias en capital humano o por menores cualificaciones observables de las mujeres. Bajo la definición tradicional de participación, una parte importante de la brecha permanece concentrada en el componente de coeficientes, entendido como una categoría residual que agrupa retornos diferenciales a las características incluidas, variables omitidas, segmentación ocupacional, normas sociales, restricciones institucionales, posibles sesgos discriminatorios y otros factores no capturados por el modelo.

La incorporación del TDCNR modifica esta lectura al asociar una parte de la brecha con diferencias observables en el uso del tiempo, especialmente en contextos rurales y entre algunos grupos poblacionales. Este resultado es consistente con la literatura sobre economía del cuidado y desigualdad estructural, que enfatiza que la organización social del cuidado condiciona la inserción laboral de las mujeres (Folbre, 2006; Elson, 2000). En términos de política pública, los resultados apuntan a dos frentes complementarios: reconocer y redistribuir el trabajo de cuidado mediante servicios e infraestructura de cuidado, y reducir las barreras estructurales que limitan el acceso de las mujeres a empleos remunerados de calidad.

En un contexto en el que las mujeres colombianas han alcanzado niveles educativos comparables o superiores a los de los hombres y la fecundidad se ha reducido, las brechas de participación laboral persisten. Los resultados sugieren que esta falta de convergencia no se explica principalmente por diferencias en capital humano o por la estructura demográfica del hogar, sino que permanece asociada a dimensiones menos observables de la desigualdad, como la organización del cuidado, las normas de género y otros factores institucionales y territoriales. Este resultado es consistente con la persistencia de barreras de acceso y permanencia que afectan de manera diferenciada la vinculación laboral femenina. En esta línea, Jaramillo-Echeverri *et al.* (2025) presentan evidencia que sugiere que la educación, aunque modifica las percepciones sobre los roles de género, no elimina la división desigual del trabajo doméstico. Aunque las mujeres con mayor educación tienden a expresar percepciones menos tradicionales, la organización cotidiana del cuidado y del trabajo doméstico sigue mostrando una marcada asimetría, especialmente cuando hay hijos en el hogar.

A estas condiciones se suma un canal demográfico. La evidencia para Colombia muestra que la educación femenina está estrechamente relacionada con las decisiones de fecundidad: a nivel individual, una mayor educación reduce el número de hijos, aumenta la probabilidad de no tener hijos y disminuye la probabilidad de tener nacimientos a edades tempranas. Este resultado es consistente con el trade-off entre educación, maternidad, cuidado y trabajo remunerado, ya que la maternidad temprana puede interrumpir la trayectoria educativa, limitar la acumulación de experiencia laboral y adelantar la asignación de responsabilidades domésticas y de cuidado (Jaramillo-Echeverri, 2024).

En este contexto, el componente de coeficientes debe interpretarse como una señal de que la brecha no se agota en diferencias observables de capital humano, estructura demográfica o características del hogar. Este componente puede recoger mecanismos difíciles de medir, como segmentación ocupacional, sesgos en la contratación, expectativas diferenciadas sobre la disponibilidad laboral de mujeres con responsabilidades familiares, presiones sociales sobre el rol de cuidado, arreglos institucionales que refuerzan la dependencia económica dentro del hogar y diferencias en costos de oportunidad no observados. En esta línea, Piras (2006) señala que ciertos esquemas de protección social en América Latina han estado

asociados con patrones de dependencia económica de las mujeres respecto al cónyuge, lo que puede relacionarse con una menor vinculación al mercado laboral formal. Además, las decisiones individuales de participación pueden estar condicionadas por normas sociales e instituciones que asignan a las mujeres una mayor responsabilidad en el cuidado del hogar, en línea con la evidencia internacional sobre barreras a la participación laboral femenina (Christiansen *et al.*, 2016). Por tanto, aunque la descomposición no permite identificar causalmente estos canales, los resultados son compatibles con la existencia de restricciones sistémicas que limitan la conversión de las dotaciones educativas femeninas en participación laboral efectiva.

En Colombia, la inclusión de las horas dedicadas al TDCNR reduce la proporción de la brecha clasificada dentro del componente de coeficientes y aumenta la parte asociada con dotaciones observables. Este resultado no debe interpretarse como una estimación causal del efecto del cuidado sobre la participación laboral, pero sí muestra que la desigual distribución del tiempo constituye una dimensión relevante de la brecha. En esa medida, los resultados son consistentes con la pertinencia de políticas de conciliación y redistribución del cuidado, orientadas a reducir las restricciones de tiempo que enfrentan las mujeres. La literatura internacional muestra que la provisión de servicios de cuidado infantil puede favorecer la inserción laboral femenina, especialmente cuando reduce las horas destinadas al trabajo no remunerado en el hogar (Bustelo *et al.*, 2023).

De acuerdo con lo anterior, una implicación de política podría ser fortalecer estrategias que alivien la carga de cuidado de las mujeres, como servicios de cuidado infantil asequibles y de calidad, jornadas escolares extendidas, atención a personas dependientes y licencias parentales más equilibradas. Esta recomendación es consistente con la evidencia reseñada por Ramírez-Giraldo *et al.* (2026), según la cual la provisión de servicios de cuidado infantil favorece la inserción laboral femenina al reducir el tiempo destinado al trabajo no remunerado. Sin embargo, su efectividad depende de condiciones de implementación como la calidad del servicio, el costo, los horarios y la ubicación. En esa dirección, experiencias como las “manzanas del cuidado” de Bogotá ilustran el potencial de intervenciones integrales y territorialmente próximas, que combinan servicios de cuidado con formación, rutas de empleo y atención legal y médica para las cuidadoras.

La heterogeneidad regional observada también requiere una lectura contextual. La mayor brecha de participación en la región Caribe, en contraste con Bogotá, es consistente con la coexistencia de mercados laborales más limitados, mayor informalidad, menor disponibilidad de servicios de cuidado y normas de género más tradicionales. La literatura para Colombia ha señalado que la participación limitada de las mujeres en el mercado laboral del Caribe colombiano responde a una combinación de factores económicos y socioculturales cuya comprensión requiere un enfoque multidisciplinario. Entre estos factores se encuentran la asignación tradicional de roles de género, la concentración de muchas mujeres en actividades domésticas no remuneradas y el desaliento laboral. Estos elementos pueden interactuar y contribuir a que la brecha de participación femenina sea especialmente pronunciada en esta región (Otero-Cortés *et al.*, 2023).

Por su parte, Bogotá presenta un mercado laboral más diversificado, con mayor presencia de sectores intensivos en mano de obra calificada, como servicios financieros, sector público, universidades y otros servicios profesionales. En este contexto, el componente de coeficientes estimado en la descomposición es menor que en la región Caribe, aunque sigue siendo relevante. Esto sugiere que la parte de la brecha no asociada directamente con dotaciones observables varía territorialmente. Por tanto, las políticas públicas deberían incorporar enfoques regionalmente diferenciados: en regiones como el Caribe, además de políticas generales de educación y cuidado, podrían requerirse acciones orientadas a transformar normas sociales restrictivas y a fortalecer la inserción laboral femenina mediante capacitación pertinente, promoción de vacantes locales y estímulos a la contratación de mujeres.

La evolución de la brecha entre 2013 y 2021 también debe leerse en el contexto de la crisis derivada de la pandemia de COVID-19. La evidencia para América Latina muestra que este choque afectó de manera desproporcionada el empleo femenino y amplió las restricciones asociadas al cuidado (OIT, 2024; Bustelo *et al.*, 2023). En Colombia, el cierre de escuelas, el aumento de las necesidades de cuidado y la salida de muchas mujeres de la fuerza laboral pudieron reforzar patrones previos de desigualdad. Aunque la incorporación del TDCNR permite capturar parte de esta dinámica, es probable que otros efectos asociados a la crisis (como cambios en las decisiones intrahogar, priorización del empleo masculino o

restricciones sectoriales diferenciadas) no queden plenamente recogidos por las variables observables incluidas en la descomposición. Esto subraya la importancia de monitorear continuamente estos indicadores y de que la recuperación económica incorpore una perspectiva de género para evitar que las brechas se vuelvan más persistentes.

En síntesis, los resultados son consistentes con la evidencia nacional e internacional que relaciona las brechas de género con factores tanto de oferta como de demanda laboral. Por el lado de la oferta, las mujeres han mejorado sustancialmente sus dotaciones observables, en particular sus niveles educativos, pero continúan enfrentando restricciones de tiempo asociadas a la organización social del cuidado. Por el lado de la demanda y del entorno institucional, la persistencia de un componente de coeficientes elevado sugiere que la brecha no se agota en diferencias de dotaciones, sino que también se relaciona con la forma en que esas características se traducen en participación laboral. Esta lectura es compatible con la presencia de segmentación ocupacional, normas sociales, restricciones institucionales, posibles sesgos discriminatorios y otros factores no observados. Las brechas tienden a ser más amplias donde estas dimensiones coinciden con mercados laborales más limitados, y menores en territorios con estructuras productivas más diversificadas y mayores oportunidades de inserción femenina, como Bogotá.

6. Conclusiones

Este estudio analizó las brechas de género en la participación laboral en Colombia desde una perspectiva regional, urbano-rural y étnica, incorporando el papel del trabajo doméstico y de cuidado no remunerado. Los resultados muestran que, aunque la participación laboral femenina ha aumentado durante las últimas décadas, las brechas frente a los hombres siguen siendo amplias y persistentes. Estas diferencias no son homogéneas en el territorio: son menores en Bogotá y más pronunciadas en regiones como la Caribe, en las zonas rurales y entre algunos grupos poblacionales. Esta heterogeneidad indica que las brechas de participación laboral femenina no se relacionan únicamente con características individuales, sino también con contextos institucionales, productivos y socioculturales diferenciados.

La descomposición Blinder-Oaxaca-Yun muestra que la mayor parte de la brecha no se concentra en diferencias de dotaciones observables entre hombres y mujeres, sino en el componente asociado con diferencias en coeficientes o retornos estimados. En particular, la brecha no parece estar asociada principalmente con diferencias educativas entre hombres y mujeres, dado que en varios contextos ellas presentan niveles de escolaridad comparables o superiores. Sin embargo, esta ventaja relativa en capital humano no se refleja proporcionalmente en sus probabilidades de participación laboral. Esto sugiere que el problema no radica únicamente en las dotaciones individuales, sino en las condiciones que limitan la conversión de esas dotaciones en participación efectiva.

Uno de los hallazgos centrales es que la incorporación del TDCNR modifica la lectura de la brecha. Al incluir las horas dedicadas al cuidado y a las tareas domésticas, la brecha total de participación cambia poco, pero su composición se altera de manera importante: una parte de la diferencia que inicialmente quedaba ubicada en el componente de coeficientes pasa a asociarse con dotaciones observables. Este resultado tiene implicaciones sustantivas y metodológicas. Sustantivamente, muestra que la distribución desigual del tiempo constituye una dimensión relevante de las brechas de participación laboral. Metodológicamente, indica que omitir esta dimensión puede sobredimensionar el componente residual y dejar por fuera una fuente observable de desigualdad entre mujeres y hombres.

La interpretación de estos resultados debe hacerse con cautela. La descomposición permite distinguir entre componentes asociados con diferencias en dotaciones observables y diferencias en coeficientes o retornos estimados, pero no constituye una estrategia de identificación causal. Por tanto, el componente de coeficientes no debe interpretarse mecánicamente como una medida directa de discriminación. Este componente recoge también retornos diferenciales a las características incluidas, variables omitidas, normas sociales, segmentación ocupacional, restricciones institucionales, posibles sesgos del mercado laboral y otros factores no capturados por el modelo.

Desde una perspectiva territorial, los resultados muestran que las brechas de participación laboral femenina tienen expresiones diferenciadas. En regiones como la Caribe, donde las brechas son más pronunciadas, resulta necesario profundizar en los factores económicos y

socioculturales asociados con la menor vinculación de las mujeres a la fuerza laboral. En las zonas rurales, la interpretación de los resultados debe considerar la relación entre cuidado no remunerado, informalidad, menor disponibilidad de empleo asalariado y restricciones de acceso a servicios. En Bogotá y otros centros urbanos, donde las brechas son menores pero persistentes, cobra relevancia examinar la segmentación ocupacional, la distribución sectorial del empleo y las barreras que limitan la inserción femenina en ciertos segmentos del mercado laboral.

Aunque los resultados no establecen causalidad, sí señalan áreas relevantes para la política pública. Primero, la relación entre TDCNR y participación laboral femenina sugiere la pertinencia de fortalecer intervenciones orientadas a reducir las restricciones de tiempo vinculadas con el cuidado, mediante mayor disponibilidad, cobertura y pertinencia de servicios de cuidado infantil, atención a personas dependientes y esquemas de apoyo compatibles con la inserción laboral de las mujeres. Segundo, la persistencia de un componente de coeficientes elevado indica la necesidad de examinar con mayor detalle las barreras institucionales, sociales y laborales que limitan la conversión de la educación y la experiencia femenina en participación efectiva. Tercero, la heterogeneidad regional sugiere que las políticas deben considerar las condiciones específicas de cada territorio, pues las restricciones asociadas con la participación laboral femenina no se manifiestan de la misma manera en Bogotá, el Caribe, el Pacífico o las zonas rurales.

En conjunto, los resultados muestran que las brechas de participación laboral por género no solo difieren en magnitud entre territorios, sino también en su composición. Por ello, las intervenciones orientadas a reducirlas deberían partir de diagnósticos regionales específicos, incorporar una medición explícita de las restricciones de tiempo asociadas con el trabajo no remunerado y combinar políticas de cuidado con estrategias orientadas a ampliar las oportunidades laborales de las mujeres. El cierre de estas brechas no solo constituye un objetivo de equidad, sino también una condición para aprovechar mejor el potencial productivo de la economía colombiana.

7. Referencias

- Abadía, L. K. (2005). “Discriminación salarial por sexo en Colombia: un análisis desde la discriminación estadística”, Documentos de Economía, No. 17, Pontificia Universidad Javeriana.
- Arango, L. E., & Posada, C. E. (2002). La participación laboral en Colombia. Banco de la República. Borradores de economía # 217. <https://doi.org/10.32468/be.217>
- Arango, L. E., & Posada, C. E. (2003). La participación laboral en Colombia. Coyuntura social, Fedesarrollo. <http://hdl.handle.net/11445/1063>.
- Arango, L. E & Posada, C. E., (2005). Labor participation of married women in Colombia. Banco de la República. Borradores de economía # 357. <https://doi.org/10.32468/be.357>
- Arango, L. E., Posada, C. E., & Charry, A. A. (2003). La participación laboral en Colombia según la nueva encuesta: ¿cambian sus determinantes? Banco de la República. Borradores de economía # 250. <https://doi.org/10.32468/be.250>
- ANIF. 2025. “Trabajo doméstico y de cuidado no remunerado: una realidad de las niñas colombianas”, Comentario Económico, mayo 29 de 2025.
- Avendaño, P.A. & Cote H. (2024). Panorama de la igualdad de género en Colombia. Planeación y Desarrollo. Artículos Opinión. Edición No. 17 - diciembre 2024
- Banerjee, Madhusree. (2019) Gender equality and labour force participation: Mind the gap. ANTYAJAA: Indian Journal of Women and Social Change, vol. 4, no 1, p. 113-123.
- Botello, H. A., & López Alba, A. (2014). El efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos en Latinoamérica. Semestre económico, 17(36), 13-37.
- Budig, M. J., & England, P. (2001). The wage penalty for motherhood. *American Sociological Review*, 66(2), 204–225.
- Bustelo, M., Frisancho, V. & Viollaz, M. (2023). ¿Cómo es el mercado laboral para las mujeres en América Latina y el Caribe? <https://doi.org/10.18235/0005341>
- Campana, J. C., Giménez-Nadal, J. I., & Molina, J. A. (2018). Gender norms and the gendered distribution of total work in Latin American households. *Feminist Economics*, 24(1), 35-62.
- Cardona-Sosa, L. M., Flórez, L. A., & Morales, L. F. (2016). Intra-household labour supply after an unemployment event: The added worker effect. Banco de la República. Borradores de economía # 944. <https://doi.org/10.32468/be.944>
- Caro Guevara, N. D. (2023). Penalidad a la maternidad: evidencia en el mercado laboral colombiano. Documento CEDE - Estudiantes PEG # 3, Universidad de los Andes.
- Charry, A. A. (2003). La participación laboral de las mujeres no jefes de hogar en Colombia y el efecto del servicio doméstico. Banco de la República. Borradores de economía # 262. <https://doi.org/10.32468/be.262>
- Christiansen, L. E., Lin, H., Pereira, M. J., Topalova, P., & Turk, R. (2016). Individual choice or policies? Drivers of female employment in Europe. International Monetary Fund. Working Paper, No. 16/49.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) (2022a). Panorama Social de América Latina, 2021. Naciones Unidas. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/47718-panorama-social-america-latina-2021>.

- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) (2022b). La inclusión de pueblos indígenas y afrodescendientes en los sistemas de información en salud en el marco de la pandemia por COVID-19. Serie Seminarios y Conferencias N° 98. Santiago: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Conde-Ruiz, J. I., & de Artinano, I. M. (2016). Gender gaps in the Spanish labor market (Vol. 32). Madrid: FEDEA.
- Craig, L., & Churchill, B. (2020). Dual-earner parent couples' work and care during COVID-19. *Gender, Work & Organization*, 28(S1), 66–79. <https://doi.org/10.1111/gwao.12497>
- Crenshaw, K. W. (1991). Mapping the Margins: Intersectionality, Identity Politics, and Violence against Women of Color. *Stanford Law Review*, 43(6), 1241-1299.
- Cuberes, D. & Teignier, M. (2012) Gender gaps in the labor market and aggregate productivity. Working Paper. Department of Economics, University of Sheffield ISSN 1749-8368.
- DANE (2020). Mujeres rurales en Colombia. Recuperado en <https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/notas-estadisticas/sep-2020-%20mujeres-rurales.pdf>
- DANE (2022). Cuenta Satélite de Economía del Cuidado (CSEC): Valoración económica del trabajo doméstico y de cuidado no remunerado 2021 [Boletín técnico]. https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/cuentas/ec/Bol_CS_Econo_cuidado_TDCNR_Val_econ_2021.pdf
- DANE (2026). Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH): Boletín técnico - Mercado laboral. Diciembre 2025. Departamento Administrativo Nacional de Estadística. <https://www.dane.gov.co/files/operaciones/GEIH/pres-GEIH-dic2025.pdf>
- Del Boca, D., Oggero, N., Profeta, P., & Rossi, M. (2020). Women's work, housework and childcare, before and during COVID-19. *Review of Economics of the Household*, 18, 1001–1017. <https://doi.org/10.1007/s11150-020-09502-1>
- Deutsch, R., Morrison, A., Piras, C., & Ñopo, H. R. (2002). Working within confines: Occupational segregation by gender in three Latin American countries. *Inter-American Development Bank*. <https://publications.iadb.org/publications/english/document/Working-Within-Confinces-Occupational-Segregation-by-Gender-in-Three-Latin-American-Countries.pdf>.
- Boltz, M., Bustelo, M., Díaz, A. M., & Suaya, A. (2026). Norms Behind Closed Doors: A Field Experiment on Gender Norm Misperceptions and Maternal Employment Decisions in Couples. <https://dx.doi.org/10.18235/0013926>
- Elson, D. (2000). 'Progress of the world's women', UNIFEM Biennial Report, United Nations Development Fund for Women, New York.
- Espinola, N., Pichon-Riviere, A., Casarini, A., Alcaraz, A., Bardach, A., Williams, C., Rodríguez, F., Augustovski, F., & Palacios, A. (2023). Making visible the cost of informal caregivers' time in Latin America: a case study for major cardiovascular, cancer and respiratory diseases in eight countries. *BMC Public Health*, 23(1), 28.
- Eurofound (2016), The gender employment gap: Challenges and solutions, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

- Fajardo Hoyos, C. L., & Mora Rodríguez, J. J. (2024). Effect of home care activities on labor participation in a developing country. *Economics & Sociology*, 17(1), 103–116. <https://doi.org/10.14254/2071-789X.2024/17-1/7>
- Fitzenberger, B., Schnabel, R. & Wunderlich, G. (2004) The gender gap in labor market participation and employment: A cohort analysis for West Germany. *Journal of population economics*, vol. 17, no 1, p. 83-116.
- Folbre, N. (2006). Measuring care: Gender, empowerment, and the care economy. *Journal of human development*, 7(2), 183-199.
- García-Rojas, K., Herrera-Idárraga, P., Morales-Zurita, L. F., Ramírez-Bustamante, N., & Tribín-Uribe, A. M. (2020). (She) Cession: The Colombian Female Staircase Fall. Banco de la República. Borradores de Economía, No. 1140.
- Goldin, C. (2014). A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter. *American Economic Review*, 104(4), 1091-1119.
- Gontero, S., & Vezza, E. (2023). Participación laboral de las mujeres en América Latina: Contribución al crecimiento económico y factores determinantes. Santiago, Documento de Trabajo (67986). CEPAL.
- Gough, M., & Noonan, M. C. (2013). A review of the motherhood wage penalty in the United States. *Sociology Compass*, 7(4), 328–342. <https://doi.org/10.1111/soc4.12031>
- Gu, R., Peng, C., & Zhang, W. (2024) The Gender Gap in Household Bargaining Power: A Revealed-Preference Approach, *The Review of Financial Studies*; hhae039, <https://doi.org/10.1093/rfs/hhae039>
- Heath, R., & Jayachandran, S. (2016). The causes and consequences of increased female education and labor force participation in developing countries (No. w22766). National Bureau of Economic Research.
- Herrera-Idárraga, P., Hernández, H. M., & Jaimes, M. S. (2024). The role of urban care sector in women's employment and gender segregation in Colombian regions. *Investigaciones Regionales - Journal of Regional Research*. <https://doi.org/10.38191/iirr-jorr.24.055>
- Iregui-Bohórquez, A. M., Melo-Becerra, L. A., Ramírez-Giraldo, M. T., & Tribín-Uribe, A. M. (2021). El camino hacia la igualdad de género en Colombia: todavía hay mucho por hacer. Primera edición. Bogotá. Banco de la República.
- Iregui-Bohórquez, A. M., Melo-Becerra, L. A., Ramírez-Giraldo, M. T., Tribín-Uribe, A. M., & Zárate-Solano, H. M. (2024). Unraveling the factors behind women's empowerment in the labor market in Colombia. *World Development*, 183, 106731. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2024.106731>
- Jann, B. (2008). *The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models*. *The Stata Journal*, 8(4), 453–479. <https://doi.org/10.1177/1536867X0800800401>
- Jaramillo-Echeverri, J. (2023). La transición de la fecundidad en Colombia: nueva evidencia regional. Cuadernos de historia económica; No. 60. Banco de la República, Cartagena.
- Jaramillo-Echeverri, J. (2024). Understanding the relationship between women's education and fertility decline: Evidence from Colombia. Cuadernos de Historia Económica No. 63. Banco de la República, Cartagena.
- Jaramillo-Echeverri, J., Otero-Cortés, A., Tribín-Uribe, A. M., & Villaveces-Niño, M. J. (2025). The Elusive Domestic Revolution: Time Use and Gender Roles in Colombia. Cuadernos de Historia Económica No. 66. Banco de la República, Cartagena.

- Kahn, J. R., García-Manglano, J., & Bianchi, S. M. (2014). The motherhood penalty at midlife: Long-term effects of children on women's careers. *Journal of Marriage and Family*, 76(1), 56–72. <https://doi.org/10.1111/jomf.12086>
- Klasen, S. (2019). What Explains Uneven Female Labor Force Participation Levels and Trends in Developing Countries? *The World Bank Research Observer*, 34(2), 161–197. <https://doi.org/10.1093/wbro/lkz005>
- Klasen, S., Le, T. T. N., Pieters, J., & Santos Silva, M. (2021). What drives female labour force participation? Comparable micro-level evidence from eight developing and emerging economies. *The Journal of Development Studies*, 57(3), 417-442.
- Klasen, S., & Pieters, J. (2015). What explains the stagnation of female labor force participation in urban India? *The World Bank Economic Review*, 29(3), 449-478.
- Kleven, H., Landais, C., & Leite-Mariante, G. (2025). The child penalty atlas. *Review of Economic Studies*, 92(5), 3174-3207.
- OCDE (2023), Igualdad de género en Colombia: Hacia una mejor distribución del trabajo remunerado y no remunerado, OECD Publishing, <https://doi.org/10.1787/82e9b4e2-es>.
- OIT. (2024). Panorama Laboral en América Latina y el Caribe 2024. Cerrar la brecha de género para impulsar la economía y la productividad en América Latina. OIT. Recuperado de <https://www.ilo.org/es/publications/serie-panorama-laboral-en-america-latina-y-el-caribe-2024-cerrar-la-brecha-0>
- Oaxaca, R. L., & Ransom, M. R. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, 61(1), 5–21.
- Otero-Cortés, A., Villegas Mendoza, A., Alvares Voz, O., & Acosta, K. (2023). Caracterización de la oferta y demanda de trabajo en la Región Caribe. Documentos de trabajo sobre economía regional # 318. Banco de la República, Cartagena.
- Özçelik, G. (2020). Women's Participation in the Labor Market: A Comparative Analysis Between Turkey and the Europe and Central Asia Region. En *Macro and Micro-Level Issues Surrounding Women in the Workforce: Emerging Research and Opportunities* (pp. 132-160). IGI Global.
- Piras, C. (Editora) (2006). *Women at Work: Challenges for Latin America and the Caribbean*. Inter-American Development Bank. <https://publications.iadb.org/en/women-work-challenges-latin-america>
- Profeta, P. (2017). Gender quotas and efficiency. *ifo DICE Report*, 15(2), 26-30.
- Psaki, S., McCarthy, K., & Mensch, B. S. (2017). Measuring gender equality in education: Lessons from trends in 43 countries. *Population and Development Review*, 44(1), 117–142. <https://doi.org/10.1111/padr.12121>
- Ramírez-Giraldo, M. T., Acosta-Ordoñez, K., Acosta-Navarro, O. L., Arango-Lozano, L., Arias-Rodríguez, F., Ávila-Montealegre, O., ... & Villaveces-Niño, J. (2026). Explorando las brechas de género en Colombia. *Revista ESPE-Ensayos sobre Política Económica*, 1-125. <https://investiga.banrep.gov.co/es/espe/espe111>
- Serrano, J., Gasparini, L., Marchionni, M., & Glüzmänn, P. (2019). Economic cycle and deceleration of female labor force participation in Latin America. *Journal for Labour Market Research*, 53(1), 13.
- Staff, J., & Mortimer, J. T. (2011). Explaining the motherhood wage penalty during the early occupational career. *Demography*, 49(1), 1–21. <https://doi.org/10.1007/s13524-011-0068-6>

- Teignier, M. & Cuberes, D. (2014) Aggregate Costs of Gender Gaps in the Labor Market: A Quantitative Estimate. UB Economics Working Papers E14/308, Disponible en: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2405006>.
- Tribín-Urbe, A., Mojica-Urueña, T., García-Gómez, A., Herrera-Idárraga, N., Ramírez-Bustamante, N. & Departamento Administrativo Nacional de Estadística. (2021). ¿En qué se parecen y en qué se diferencian las estadísticas obtenidas a partir de la GEIH y la ENUT? Un análisis comparativo y descriptivo acerca del mercado laboral y el trabajo no remunerado. Informe Quanta - Cuidado y Género. <https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/genero/publicaciones/boletin-diferencias-estadisticas-a-partir-GEIH-ENUT.pdf>
- Verick, S. (2018). Female labor force participation and development. IZA World of Labor. <https://doi.org/10.15185/izawol.87.v2>
- Waldfogel, J. (1997). The effect of children on women's wages. *American Sociological Review*, 62(2), 209–217.
- Waldfogel, J. (1998). Understanding the “family gap” in pay for women with children. *Journal of Economic Perspectives*, 12(1), 137–156.
- Yun, M. 2004. Decomposing differences in the first moment. *Economics Letters* 82:275-280.

8. Anexos

Cuadro A. 1. Comparación de resultados cambiando los coeficientes de base frente a los obtenidos con las muestras agrupadas (*pooled*), sin incluir cuidado no remunerado.

	Nacional	Caribe	Central	Oriental	Pacífica	Bogotá
--	----------	--------	---------	----------	----------	--------

Dejando los coeficientes de las mujeres como base, tal como se muestra en el Cuadro 3 – Panel A.

Participación de dotaciones

2013	20,94%	15,70%	20,94%	19,06%	18,75%	34,52%
2017	21,68%	16,29%	24,05%	22,82%	20,09%	30,73%
2021	18,21%	12,98%	20,66%	19,62%	16,89%	28,66%

Participación de coeficientes e interacción

2013	79,06%	84,30%	79,06%	80,94%	81,25%	65,48%
2017	78,32%	83,71%	75,95%	77,18%	79,91%	69,27%
2021	81,79%	87,02%	79,34%	80,38%	83,11%	71,34%

Usando ambos grupos con la opción pooled

Participación de dotaciones

2013	21,50%	16,99%	21,93%	20,74%	18,48%	33,88%
2017	21,63%	16,90%	24,17%	23,08%	19,80%	28,40%
2021	16,37%	12,06%	18,36%	17,06%	15,15%	25,48%

Participación de coeficientes e interacción

2013	78,50%	83,01%	78,07%	79,26%	81,52%	66,12%
2017	78,37%	83,10%	75,83%	76,92%	80,20%	71,60%
2021	83,63%	87,94%	81,64%	82,94%	84,85%	74,52%

Diferencia en puntos porcentuales en la participación

Diferencia en participación de dotaciones

2013	-0,56	-1,29	-1,00	-1,68	0,27	0,64
2017	0,05	-0,60	-0,12	-0,26	0,29	2,33
2021	1,84	0,92	2,30	2,56	1,74	3,18

Diferencia en participación de coeficientes e interacción

2013	0,56	1,29	1,00	1,68	-0,27	-0,64
2017	-0,05	0,60	0,12	0,26	-0,29	-2,33
2021	-1,84	-0,92	-2,30	-2,56	-1,74	-3,18

Fuente: elaboración propia con base en DANE – ENUT.

Cuadro A. 2. Comparación de resultados cambiando los coeficientes de base frente a los obtenidos con las muestras agrupadas (*pooled*), incluyendo cuidado no remunerado.

	Nacional	Caribe	Central	Oriental	Pacífica	Bogotá
--	----------	--------	---------	----------	----------	--------

Dejando los coeficientes de las mujeres como base, tal como se muestra en el Cuadro 3 – Panel B.

Participación de dotaciones

2013	58,78%	57,28%	53,64%	63,46%	49,97%	71,32%
2017	56,58%	49,24%	64,09%	55,28%	66,49%	56,25%
2021	45,64%	40,43%	50,54%	45,31%	44,56%	52,41%

Participación de coeficientes e interacción

2013	41,22%	42,72%	46,36%	36,54%	50,03%	28,68%
2017	43,42%	50,76%	35,91%	44,72%	33,51%	43,75%
2021	54,36%	59,57%	49,46%	54,69%	55,44%	47,59%

Usando ambos grupos con la opción pooled

Participación de dotaciones

2013	58,99%	57,82%	54,59%	64,23%	49,56%	70,38%
2017	56,21%	49,63%	63,72%	55,91%	65,74%	53,77%
2021	44,90%	40,46%	49,80%	43,80%	43,94%	50,31%

Participación de coeficientes e interacción

2013	41,01%	42,18%	45,41%	35,77%	50,44%	29,62%
2017	43,79%	50,37%	36,28%	44,09%	34,26%	46,23%
2021	55,10%	59,54%	50,20%	56,20%	56,06%	49,69%

Diferencia en puntos porcentuales en la participación

Diferencia en participación de dotaciones

2013	-0,21	-0,55	-0,95	-0,77	0,41	0,94
2017	0,38	-0,39	0,36	-0,63	0,75	2,48
2021	0,73	-0,04	0,74	1,51	0,61	2,10

Diferencia en participación de coeficientes e interacción

2013	0,21	0,55	0,95	0,77	-0,41	-0,94
2017	-0,38	0,39	-0,36	0,63	-0,75	-2,48
2021	-0,73	0,04	-0,74	-1,51	-0,61	-2,10

Fuente: elaboración propia con base en DANE – ENUT.