Explorando las brechas de género en Colombia

Número:
111
DOI:
https://doi.org/10.32468/espe111
Publicado:
Lunes, 16 Marzo 2026
Cordinador(a/es):
María Teresa Ramírez-Giraldo[a]
Coautores:
Karina Acosta[a],
Olga Lucia Acosta Navarro[a],
Lucia Arango-Lozano[a],
Fernando Arias-Rodríguez[a],
Oscar Iván Ávila-Montealegre[a],
Oscar Reinaldo Becerra Camargo[e],
Leonardo Bonilla-Mejía[a],
Grey Yuliet Ceballos-Garcia[e],
Luz A. Flórez[a],
Juan Miguel Gallego-Acevedo[e],
Luis Armando Galvis-Aponte[a],
Luis M. García-Pulgarín[e],
Andrés Felipe García-Suaza[a],
Anderson Grajales-Olarte[a],
Daniela Gualtero-Briceño[a],
Didier Hermida[a],
Ana María Iregui-Bohórquez[a],
Juliana Jaramillo-Echeverri[a],
Karen Laguna-Ballesteros[a],
Francisco Lasso-Valderrama[a],
Daniel Márquez[e],
Carlos Medina[a],
Ligia Alba Melo-Becerra[a],
María Fernanda Meneses-González[a],
Juan J. Ospina-Tejeiro[a],
Andrea Otero-Cortés[a],
Daniel Parra-Amado[a],
Juana Piñeros-Ruiz[e],
Christian Posso[a],
Natalia Ramírez-Bustamante[e],
Mario A. Ramos-Veloza[a],
Jorge Leonardo Rodríguez-Arenas[e],

Explorando las brechas de género en Colombia - Portal de Investigaciones Económicas

Alejandro Sarasti-Sierra[e],
Bibiana Taboada-Arango[a],
Ana María Tribín-Uribe[e],
Juanita Villaveces[e]
Ver más
[a]Banco de la República, Colombia
[e]Externo

Clasificación JEL:
J16, J21, J22, J31, O40
Palabras clave:
Economía de género, Discriminación laboral, Colombia, diferenciales salariales

Resumen:

El artículo utiliza un enfoque analítico y empírico para identificar, cuantificar y explicar las brechas de género en Colombia, con énfasis en el mercado laboral, la educación, el trabajo de cuidado no remunerado, la protección social y sus efectos macroeconómicos. Integra evidencia microeconómica y macroeconómica, un análisis regional y de política pública. Muestra que las brechas de género no son únicamente un problema social, sino un factor estructural que limita el desarrollo económico del país. El análisis corrobora el papel central del trabajo de cuidado no remunerado como un mecanismo que reproduce desigualdades. Los resultados muestran que, pese a los avances educativos y normativos alcanzados por las mujeres en Colombia, persisten brechas significativas de género, especialmente en el mercado laboral, con marcadas heterogeneidades regionales. Estas desigualdades se explican en gran medida por la asignación desproporcionada del trabajo de cuidado no remunerado a las mujeres, lo que limita su inserción laboral, reduce sus ingresos y genera efectos acumulativos a lo largo del ciclo de vida, particularmente en la vejez a través de menores pensiones. El estudio evidencia que cerrar las brechas de género en participación y salarios tendría efectos macroeconómicos positivos, al aumentar el empleo, la productividad y el crecimiento económico, y contribuiría a aliviar las presiones fiscales derivadas del envejecimiento poblacional y de la sostenibilidad de los sistemas de protección social.

Descargar documento

- Resumen
- Introducción
- 1. Demografía, educación y pobreza
- 2. Explorando las brechas en el mercado laboral en Colombia
- 3. Efectos macroeconómicos de reducir brechas de género
- 4. Consideraciones finales y recomendaciones
- Recuadros
- Anexos

Lo más reciente

Geopolitical risk and emerging market sovereign risk premia
Fredy Gamboa-Estrada, José Vicente Romero

Assessing the effects of recent provisioning rules on consumer credit allocation in Colombia
Fredy Gamboa-Estrada, Diego Cuesta, Camilo Sanchez-Quinto
Settlement liquidity in the Colombian large-value payment system: the role of reserve requirements
Fredy Gamboa-Estrada, Freddy Cepeda-López, Javier Iván Miguélez-Márquez
Otras Publicaciones

- Resumen
- Referencias
- Notas
- Como citar
    - María Teresa Ramírez-Giraldo; Karina Acosta-Ordoñez; Olga Lucia Acosta-Navarro; Lucia Arango-Lozano; Fernando Arias-Rodríguez; Oscar Iván Ávila-Montealegre; Oscar Reinaldo Becerra-Camargo; Leonardo Bonilla-Mejía; Grey Yuliet Ceballos-Garcia; Luz Adriana Flórez; Juan Miguel Gallego-Acevedo; Luis Armando Galvis-Aponte; Luis M. García; Andrés Felipe García-Suaza; Anderson Grajales; Daniela Gualtero-Briceño; Didier Hermida-Giraldo; Ana María Iregui-Bohórquez; Juliana Jaramillo-Echeverri; Karen Laguna-Ballesteros; Francisco Javier Lasso-Valderrama; Daniel Márquez; Carlos Alberto Medina-Durango; Ligia Alba Melo-Becerra; María Fernanda Meneses-González; Juan José Ospina-Tejeiro; Andrea Sofía Otero-Cortés; Daniel Parra-Amado; Juana Piñeros-Ruiz; Christian Manuel Posso-Suárez; Natalia Ramírez-Bustamante; Mario Andrés Ramos-Veloza; Jorge Leonardo Rodríguez-Arenas; Alejandro Sarasti-Sierra; Bibiana Taboada-Arango; Ana María Tribín-Uribe; Juanita Villaveces (2026). Ensayos Sobre Política Económica, núm. 111, DOI: https://doi.org/10.32468/espe111.

- Derechos de Reproduccion ©
    - Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista Ensayos sobre Política Económica (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando no se obtenga lucro por este concepto y, además, cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El (los) autor(es) del documento puede(n), también, poner en su propio sitio electrónico una versión electrónica del mismo, pero incluyendo la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción de esta revista para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro sitio electrónico, requerirá autorización previa de su comité editorial.

- Descargar xml

Explorando las brechas de género en Colombia - Portal de Investigaciones Económicas

En este nuevo capítulo de Charlas BanRep se analiza la más reciente entrega de los Ensayos sobre Política Económica – ESPE junto a María Teresa Ramírez. El artículo utiliza un enfoque analítico y empírico para identificar, cuantificar y explicar las brechas de género en Colombia a lo largo del ciclo de vida, con énfasis en el mercado laboral, la educación, el trabajo de cuidado no remunerado, la protección social y sus efectos macroeconómicos. Integra evidencia microeconómica y macroeconómica, así como un análisis regional y de política pública.

Los resultados muestran que, pese a los avances educativos y normativos alcanzados por las mujeres en Colombia, persisten brechas significativas de género, especialmente en el mercado laboral. En 2024, la brecha salarial no explicada se ubicó alrededor del 13 %, mientras que la diferencia en la participación laboral alcanzó cerca de 20 puntos porcentuales (pp), con marcadas heterogeneidades regionales.

El artículo del #ESPE utiliza un enfoque analítico y empírico para identificar, cuantificar y explicar las brechas de género en Colombia a lo largo del ciclo de vida, con énfasis en el mercado laboral, la educación, el trabajo de cuidado no remunerado, la protección social y sus efectos macroeconómicos. Integra evidencia microeconómica y macroeconómica, así como un análisis regional y de política pública."

Resumen

Enfoque

El artículo utiliza un enfoque analítico y empírico para identificar, cuantificar y explicar las brechas de género en Colombia a lo largo del ciclo de vida, con énfasis en el mercado laboral, la educación, el trabajo de cuidado no remunerado, la protección social y sus efectos macroeconómicos. Integra evidencia microeconómica y macroeconómica, así como un análisis regional y de política pública.

Contribución

Este artículo muestra que las brechas de género no son únicamente un problema social, sino un factor estructural que limita el desarrollo económico del país. El análisis vincula la evidencia empírica sobre las brechas de género con los desafíos de la política económica y social en Colombia, y corrobora el papel central del trabajo de cuidado no remunerado como un mecanismo que reproduce desigualdades. Además, el estudio cuantifica los beneficios macroeconómicos asociados al cierre de las brechas de género y propone recomendaciones de política pública orientadas a cerrar las brechas de género en el país.

Sin una redistribución equitativa del trabajo de cuidado no será posible cerrar las brechas de género en Colombia.

Resultados

Los resultados muestran que, pese a los avances educativos y normativos alcanzados por las mujeres en Colombia, persisten brechas significativas de género, especialmente en el mercado laboral. En 2024, la brecha salarial no explicada se ubicó alrededor del 13 %, mientras que la diferencia en la participación laboral alcanzó cerca de 20 puntos porcentuales (pp), con marcadas heterogeneidades regionales. Estas desigualdades se explican en gran medida por la asignación desproporcionada del trabajo de cuidado no remunerado a las mujeres, lo que limita su inserción laboral, reduce sus ingresos y genera efectos acumulativos a lo largo del ciclo de vida, particularmente en la vejez a través de menores pensiones. El estudio evidencia además que cerrar las brechas de género en participación y salarios tendría efectos macroeconómicos positivos, al aumentar el empleo, la productividad y el crecimiento económico, y contribuiría a aliviar las presiones fiscales derivadas del envejecimiento poblacional y de la sostenibilidad de los sistemas de protección social.

Introducción

Este *Ensayo sobre Política Económica* (ESPE) tiene como objetivo identificar, cuantificar y analizar las brechas de género en Colombia en las últimas décadas, así como sus causas y posibles repercusiones en la economía. En particular, este artículo busca responder la pregunta: ¿cuáles son las fuentes y consecuencias económicas de las brechas de género en Colombia? Es importante señalar que este ESPE constituye un aporte a un debate amplio sobre las brechas de género, las cuales abarcan múltiples dimensiones. Estudiar las causas y consecuencias de estas brechas es importante, dado que la igualdad de género está asociada de manera positiva y significativa con el desempeño económico (Perrin, 2022)[1]. Por ejemplo, una mayor igualdad de género tiene repercusiones sobre la estabilidad macroeconómica y el crecimiento económico de los países. Según Dabla-Norris y Kochhar (2019), si la participación laboral de las mujeres se equiparara a la de los hombres, el crecimiento económico sería mayor. De acuerdo con Ostry et al., existen fuertes complementariedades entre hombres y mujeres en producción. Los autores encuentran que cerrar la brecha de género en participación laboral podría incrementar el PIB entre el 10 % y el 80 %, dependiendo del valor inicial de la participación laboral femenina. De forma similar, Cuberes et al. argumentan que las brechas de género en salarios y en el acceso a recursos, ocupaciones y créditos no solo tienen efectos microeconómicos negativos para las mujeres, sino que también implican grandes costos para la economía agregada. Finalmente, no solo es importante estudiar las brechas de género por su impacto en la economía, sino también porque la equidad de género por sí misma es un principio fundamental de justicia social.

En Colombia, a lo largo del siglo XX, uno de los hitos más significativos alcanzados por las mujeres fue el notable aumento de su participación en el mercado laboral, especialmente durante la segunda mitad del siglo. Esta participación, en el promedio de siete ciudades[2], pasó del 18 % en 1951 al 43 % en 1984 y a cerca del 60 % en 2024, mientras que la

participación masculina se mantuvo en torno al 75 % durante este periodo (Gráfico 1)[3].

Gráfico 1. Tasa de participación laboral por género en Colombia, 1951-2024

En particular, la participación laboral urbana en Colombia aumentó considerablemente entre 1984 y 2004, lo que se evidencia en una reducción de la brecha de género en la participación laboral, que pasó de aproximadamente 37 puntos porcentuales (pp) a 20 pp en este periodo. Este hecho se debe principalmente a la mayor incorporación de mujeres al mercado laboral, tendencia también observada en los países avanzados. Después de 2004, la tasa de participación, tanto agregada como por género, se han relativamente mantenido estables, mientras que la brecha de género se ha venido reduciendo ligeramente[4].

Entre los principales factores que llevaron al incremento de la participación laboral femenina en el país se encuentran los considerables avances en el acceso a la educación, la disminución de la fecundidad, la adquisición de derechos civiles y políticos y el cambio estructural de la economía, donde el sector servicios ganó participación. La expansión de este sector significó mayores oportunidades laborales para las mujeres pues estas se ajustaban mejor a sus preferencias y roles en el hogar (Iregui-Bohórquez et al.). Por su parte, la tasa global de fecundidad se redujo rápidamente de 6,2 hijos por mujer en 1967 a 3,4 en 1985 y a 1,1 hijos en 2024 (DANE, 2024b). Asimismo, durante las últimas décadas, se revirtió la brecha educativa y en la actualidad las mujeres tienen una mayor tasa de finalización que los hombres en todos los niveles educativos. Es así como la tasa de matrícula universitaria de las mujeres aumentó del 0,22 % en 1951 al 13,5 % en 1995 y al 45 % en 2024; en comparación, para este último año, la tasa de matrícula de los hombres fue del 35 %. En cuanto al ámbito político, durante el siglo XX, las mujeres también lograron importantes avances como el derecho al voto en 1954 y el derecho a ser elegidas para cargos públicos (Iregui-Bohórquez et al.).

A pesar de estos logros y de la existencia de un marco legal que busca promover la igualdad de género, como el Artículo 13 de la Constitución Política de Colombia de 1991, la Ley 1413 de 2010, o Ley de Economía del Cuidado, y el CONPES 4143, aprobado el 14 de febrero de 2025, que oficializa la Política Nacional de Cuidado en Colombia, entre otros[5], persisten importantes desigualdades en el país, especialmente en el mercado laboral, el desempeño académico y la esfera política. Como se observa en el Gráfico 1, aunque la brecha en la participación laboral se redujo considerablemente entre 1951 y 2024, en este último año aún existe una disparidad significativa en contra de las mujeres, aproximadamente 18 pp. Además, la brecha salarial, que no puede ser explicada por factores observables, estimada en este artículo, es en promedio cercana al 13 % en 2024. Por su parte, en comparación con los hombres, la mayoría de las mujeres que trabajan de manera informal suelen ubicarse dentro de categorías de informalidad más precaria, con salarios inferiores a la línea de pobreza y desempeñando actividades menos valoradas, principalmente trabajos de cuidado y ocupaciones más vulnerables (Bolívar et al.). Las mujeres también enfrentan restricciones en la parte superior del mercado laboral, los llamados "techos de cristal"[6]. Las juntas directivas están dominadas por hombres: en 2020 solo el 15 % de los miembros de las juntas directivas en todo el país eran mujeres (Spencer Stuart, 2021). No obstante, según el Centro de Estudios en Gobierno Corporativo (CEGC) del CESA (2025), la presencia de mujeres en las

juntas directivas de los 129 emisores de valores en Colombia ha experimentado un incremento, pasando del 15 % en 2018 al 25,6 % en 2025. Esto representa un avance hacia el objetivo de alcanzar, para el año 2030, más del 30 % de representación femenina en las juntas de las empresas que cotizan en bolsa. Sin embargo, solo el 13,2 % de estas compañías cuentan con una mujer como directora ejecutiva.

El estudio de las brechas de género en el mercado laboral ha sido analizado en la literatura económica desde diversos enfoques (Altonji y Blank, 1999; Bertrand, 2011; Blau y Kahn, 2017). Destacan los trabajos seminales sobre capital humano de Becker (1964, 1981) y de Mincer y Polachek (1974), que sostienen que las mujeres invierten menos en educación y experiencia al anticipar interrupciones laborales tras el matrimonio y la maternidad, en parte por la especialización en el cuidado (Becker, 1981) y por normas que, en el siglo pasado, impusieron barreras legales al trabajo femenino después del matrimonio (Committe for the Nobel Prize in Economic Sciences, 2023). Por otra parte, la literatura sobre discriminación (; Arrow, 1972) plantea que las firmas incorporan dichas expectativas en modelos de discriminación estadística, infiriendo la productividad a partir del género. La interacción entre expectativas femeninas y respuestas empresariales puede generar equilibrios múltiples: ante la previsión de bajos salarios y menor participación, las mujeres adquirirían poco capital humano y las empresas ofrecerían salarios bajos, perpetuando un ciclo de expectativas mutuas (Correll et al.). También se ha documentado una relación inversa entre número de hijos y participación laboral femenina (Killingsworth y Heckman, 1986).

Para Goldin (2006), la persistencia de las brechas responde a la especialización en el hogar y al mayor tiempo de cuidado que asumen las mujeres, reforzados por normas y estereotipos de género. Ello se traduce en una desventaja laboral para las madres, incluso entre profesionales altamente calificadas, con la apertura de una brecha salarial tras el primer hijo. Dentro de la literatura sobre el impacto laboral de la maternidad se destacan los estudios de Angelov et al., Kleven et al., 2019b, 2020), y Kleven (2024)[7]. Por otro lado, aunque las brechas en cobertura educativa se han venido cerrando y las mujeres presentan mayores tasas de matrícula que los hombres, persisten diferencias en el desempeño en las pruebas de logro académico entre hombres y mujeres, especialmente en matemáticas y ciencias naturales. Al mismo tiempo, el porcentaje de mujeres en carreras relacionadas con ciencia, tecnología, ingeniería y matemáticas (STEM, por sus siglas en inglés), que son mejor remuneradas en el mercado laboral, es considerablemente más bajo que el de los hombres. Por último, como mencionan Iregui-Bohórquez et al., a pesar de los avances en el ámbito político, las mujeres aún se encuentran subrepresentadas en los órganos legislativos y en la administración pública. Esto se debe principalmente a la existencia de barreras que impiden cerrar las brechas de género en cargos de poder político, tales como la discriminación, la falta de presupuesto para las candidatas, la exclusión por parte de los principales partidos políticos e, incluso, la renuencia de las propias mujeres a participar.

Otras razones que se mencionan en la literatura incluyen las diferencias entre hombres y mujeres en atributos psicológicos y habilidades no cognitivas, como la aversión al riesgo y las actitudes hacia la competencia y la negociación (Bertrand, 2011; Dossi et al.; Exley y Kessler, 2022; Stoevenbelt et al.; Recalde y Vesterlund, 2023; Galasso y Profeta, 2024). Por otro lado, aunque el capital humano desempeñó un papel significativo en la convergencia histórica de las brechas de participación laboral, explica poco la brecha actual (Blau y Kahn, 2017). No

obstante, el desempeño académico podría ser un factor relevante en la explicación de las actuales brechas.

El presente artículo está compuesto por cuatro secciones. La primera presenta las tendencias demográficas, las brechas de género en educación, la desigualdad de oportunidades y la pobreza de las mujeres en Colombia. En particular, el análisis de la evolución de algunos indicadores demográficos por sexo durante los últimos cincuenta años ayuda a identificar y comprender las desigualdades de género en áreas como la educación y el mercado laboral. Al cuantificar las brechas de género en la cobertura educativa y en los resultados de las pruebas de logros académicos, se encuentra que las mujeres siguen rezagadas en el desempeño académico, lo cual no se explica completamente por factores socioeconómicos de las estudiantes y sus familias, sino que también influyen variables que no son observadas. Además, se examina cómo las oportunidades heredadas[8] afectan de manera diferenciada a hombres y mujeres y cómo esto contribuye a una mayor pobreza entre las mujeres. Esta sección se complementa con dos recuadros. El primero analiza las disparidades de género en el acceso a las tecnologías de la información y la comunicación, así como en las habilidades relacionadas con su uso y apropiación. Se encuentra que las brechas de género en la apropiación digital desfavorecen a las mujeres, especialmente en su acceso al sistema financiero. El segundo recuadro caracteriza el mercado de crédito, utilizando indicadores basados en el sexo de los deudores. Los resultados muestran que, en promedio, los hombres poseen un mayor número de créditos activos y un saldo más alto en todas las carteras. Además, el monto desembolsado a los hombres supera al otorgado a las mujeres.

En la segunda sección se analizan las brechas de género en el mercado laboral en Colombia y está organizada en cinco subsecciones dedicadas a explorar algunas causas y consecuencias de estas desigualdades. La primera examina los cambios generacionales en el uso del tiempo y los roles de género como una de las principales fuentes de la brecha de género, al ser las mujeres las que dedican un mayor tiempo en labores de cuidado no remunerado. En la segunda, se estima el efecto de tener un hijo sobre algunos resultados del mercado laboral formal, como el empleo y los ingresos. En particular, las mujeres experimentan una reducción en sus tasas de formalidad y una caída en sus ingresos al tener un hijo, lo que constituye, como se mencionó, una de las causas más relevantes de la brecha de género. Las subsecciones siguientes se centran en la brecha de participación laboral y en las disparidades salariales entre géneros, tanto en ciudades como en regiones, además de la brecha de género en las pensiones que persiste tanto en términos de acceso como de beneficios. Esta sección incluye un recuadro que analiza un tipo específico de techo de cristal: el limitado acceso de las mujeres a posgrados en el sector salud, lo que dificulta su acceso a altos cargos en dicho sector.

La tercera sección analiza los efectos macroeconómicos de reducir la brecha salarial de género, en particular aquella basada en discriminación. Reducir esta brecha a la mitad traería efectos positivos sobre la producción, el empleo, el consumo y la inversión. Esta sección incluye un recuadro en el que se examinan, utilizando series de tiempo, los efectos diferenciados del factor trabajo por género sobre el crecimiento económico. Ambos resultados respaldan la necesidad de implementar políticas que promuevan la acumulación y el pleno aprovechamiento del capital humano de las mujeres, no solo para reducir las brechas, sino para potenciar el crecimiento económico de manera sostenida. Por último, se

presentan las consideraciones finales y recomendaciones, orientadas a contribuir al debate público sobre el cierre de las brechas de género en el país. Como se mostrará, los hallazgos del estudio permiten vincular directamente la evidencia empírica con los desafíos actuales de la política pública en materia de género. En particular, los resultados de este artículo corroboran la importancia de abordar la organización del cuidado ya que la persistente asignación de estas tareas a las mujeres, especialmente aquellas relacionadas al cuidado de menores, personas con discapacidad y adultos mayores, junto con su carácter no remunerado, continúan reproduciendo desigualdades estructurales. Esta carga acumulativa, que se manifiesta desde etapas tempranas en la vida de las mujeres, genera efectos duraderos que explican las brechas observadas en la población adulta mayor. Dichas brechas son resultado de desigualdades persistentes en educación, inserción laboral y acceso a redes de protección, entre otras. Por tanto, avanzar hacia la equidad de género exige transformar los sistemas de cuidado y reconocer su impacto transversal en la trayectoria vital de las mujeres.

1. Demografía, educación y pobreza

Esta sección inicia con un análisis de los cambios demográficos y muestra que, a pesar de la menor fecundidad y la caída en la mortalidad, las brechas de género en mortalidad y participación laboral pueden frenar el crecimiento. Reducir estas disparidades es clave para aprovechar el dividendo demográfico y mitigar los efectos del envejecimiento poblacional a largo plazo. Posteriormente, se comparan las brechas de género en el rendimiento educativo, evidenciando la persistencia de las diferencias en el resultado de las pruebas de logro académico. Por último, se estudian las disparidades de género en la persistencia de la pobreza atribuibles a condiciones de origen o circunstancias predeterminadas, encontrando una desventaja más alta para las mujeres.

1.1. Tendencias demográficas por género: 1973-2023

Las tendencias demográficas en Colombia durante el último siglo han despertado gran interés entre la prensa, la ciudadanía, la academia y los hacedores de políticas públicas. Desde 2001, el número de nacimientos ha continuado disminuyendo, alcanzando cada año un nuevo mínimo (DANE, 2021a). Por otra parte, la reducción en mortalidad infantil y en mortalidad por enfermedades infecciosas, así como el aumento de la esperanza de vida son algunos de los avances más significativos que comenzaron hace menos de cien años (Jaramillo-Echeverri et al.). Estudiar los cambios demográficos desagregados por sexo es importante, ya que la literatura ha demostrado que estas transformaciones pueden variar considerablemente según el género (James y Grech, 2017; Autor et al.). En el caso de Colombia, por ejemplo, no se anticipan desigualdades en las preferencias por el sexo de los hijos (Becquet et al.), pero sí se prevén diferencias significativas en la probabilidad de morir al nacer y en la estatura entre mujeres y hombres (Acosta y Romero, 2014; Meisel-Roca et al.). Del mismo modo, se espera encontrar diferencias notables durante la adultez, en la mortalidad y en la esperanza de vida (Jaramillo-Echeverri et al.). Además, el análisis de estas tendencias es relevante, debido a que las brechas de género en variables demográficas pueden ser determinantes para el crecimiento económico (OECD, 2024a).

Para analizar las dinámicas demográficas por género en el país, se recopilaron datos de los

censos poblacionales de 1973, 1998, 2005 y 2018, así como estadísticas vitales de mortalidad para el periodo 1979-2023 y de nacimientos para el periodo 1998-2023. Los indicadores incluyen estructuras poblacionales, nacimientos, tasas de mortalidad neonatal e infantil, causas de defunción y participación laboral, todos desagregados por sexo. El Cuadro 1 presenta los cambios más significativos en la distribución y crecimiento de la población del país entre 1973 y 2018.

Cuadro 1 Cambios en la distribución y crecimiento de la población de Colombia, 1973-2018

Los cambios observados en las pirámides poblacionales presentadas en el Gráfico 2 evidencian la magnitud de la transformación demográfica que el país ha experimentado durante los últimos cincuenta años. En términos de género, las cuatro pirámides muestran diferencias poco significativas, ya que los cambios en la estructura poblacional se evidencian tanto en los hombres como en las mujeres. Entre 1973 y 2018, se produjo una transición hacia una población con mayor proporción de personas en edad de trabajar, una reducción en la población dependiente en edad infantil y un leve incremento en el grupo de mayores de 65 años, especialmente visible en 2018.

Gráfico 2. Pirámides poblacionales de Colombia por sexo, 1973, 1998, 2005 y 2018

El crecimiento de la población en edad de trabajar (15-65 años) podría representar beneficios económicos a corto plazo al aumentar la proporción de personas potencialmente productivas respecto a la población dependiente. Este fenómeno se conoce como "bono demográfico" y es entendido como la oportunidad temporal de crecimiento económico que surge cuando la población en edad laboral alcanza su mayor peso relativo frente a la dependiente. En el Gráfico 2 puede observarse cómo este proceso se ha venido consolidando, aunque también se anticipa que en el futuro el envejecimiento poblacional reducirá progresivamente dicho bono. Además, como se analizará en las siguientes secciones, las brechas de género en el mercado laboral y la desigual distribución de las tareas de cuidado no remunerado podrían limitar el aprovechamiento pleno de este bono demográfico.

Por su parte, el Gráfico 3 ilustra la evolución de los nacimientos por género en Colombia durante los últimos veintiséis años. Se destacan tres aspectos principales: primero, una tendencia general decreciente en el número de nacimientos; segundo, una estacionalidad marcada, con un pico recurrente entre los meses de agosto y noviembre para ambos géneros; y tercero, una leve diferencia persistente en el número de nacimientos de hombres en comparación con mujeres. Durante este periodo, la relación entre nacimientos de hombres y mujeres osciló entre 1,045 y 1,075, reflejando una ligera predominancia de nacimientos masculinos. Esta diferencia está en línea con los patrones observados a nivel internacional: biológicamente, se espera un promedio de aproximadamente 105 nacimientos de varones por cada 100 de mujeres (Chao et al.). Estos resultados confirman que en Colombia no existen preferencias de género marcadas al momento del nacimiento.

Gráfico 3. Evolución de los nacimientos por género en Colombia, 1998-2023

El Gráfico 4 corrobora que, durante la gestación y el nacimiento, las diferencias entre géneros son poco significativas. En particular, se observa que la mayor mortalidad neonatal e infantil de los hombres equilibra su ligera predominancia al nacer (Bruckner y Catalano, 2018). Este patrón no es exclusivo de Colombia; a nivel internacional, también se ha documentado de manera consistente una mayor vulnerabilidad biológica de los recién nacidos varones, lo que se traduce en tasas de mortalidad más altas en las primeras etapas de vida (Pongou, 2013). Adicionalmente, la tendencia decreciente y sostenida en la mortalidad infantil y neonatal para ambos géneros refleja avances importantes en atención médica, políticas de salud pública y las condiciones socioeconómicas generales. Esta relación entre la disminución de la mortalidad y el progreso en los sistemas de salud ha sido documentada en diversos contextos, como en España (Lardelli et al.), Estados Unidos (Eisner et al.) y varios países nórdicos (Cnattingius y Haglund, 1992). En conjunto, los resultados sugieren que en Colombia hombres y mujeres nacen en proporciones biológicamente similares, con diferencias iniciales leves que rápidamente se compensan.

Gráfico 4. Mortalidad neonatal e infantil por género en Colombia

Por otro lado, el Gráfico 5 muestra la evolución de la razón entre hombres y mujeres en grupos de edad quinquenales para los años 1973, 1993, 2005 y 2018. Este indicador mide la proporción de hombres por cada mujer, donde valores superiores a 1 indican un predominio masculino, mientras que valores inferiores a 1 reflejan predominio femenino. Las variaciones en este indicador pueden señalar diferencias en mortalidad o preferencias de género por prácticas culturales. Un mayor predominio femenino puede resultar en bajas tasas de matrimonio, menor fecundidad y mayores tasas de nacimientos por fuera del matrimonio (Brainerd, 2017; Alix et al.). Por su parte, un predominio masculino podría estar relacionado con mayores niveles de criminalidad (Edlund et al.) así como en un menor crecimiento poblacional (Chen y Zhang, 2019). Sobre esto se destacan dos aspectos importantes: el primero es que, aunque la razón entre hombres y mujeres varía entre los cuatro censos, las diferencias son relativamente estables a través de las cohortes etarias. El segundo es que se observa un patrón persistente vinculado con el último evento vital: la muerte.

Gráfico 5. Razón entre hombres y mujeres por grupos de edad quinquenales, Colombia, 1973, 1993, 2005 y 2018

En todos los años analizados, la proporción de hombres es mayor en las edades tempranas, pero disminuye progresivamente con la edad. Para los años 1973, 1993 y 2005, la razón desciende entre los 10 y 24 años, se estabiliza hasta los 60 años y luego inicia un descenso más pronunciado, indicando que la sobremortalidad masculina se concentraba principalmente en adolescentes y adultos jóvenes. En 2018, el descenso comienza más tarde, a partir de los 15 años, y se mantiene de forma constante a lo largo del ciclo vital, lo que sugiere una disminución relativa en la mortalidad masculina temprana en comparación con la femenina. Esta tendencia podría estar asociada a la reducción de muertes por causas externas, particularmente homicidios, como se evidencia en el Gráfico 6.

Gráfico 6. Principales causas de muerte por género en Colombia

Como se mencionó, los resultados indican que no se observan preferencias de género al momento del nacimiento, dado que la proporción de nacimientos masculinos y femeninos se ajusta a los patrones esperados. Sin embargo, se evidencia una sobremortalidad masculina significativa, especialmente entre adolescentes y adultos jóvenes, lo que contribuye a una menor esperanza de vida para los hombres en comparación con las mujeres. Esta tendencia se acentúa en edades avanzadas: a los 75 años, hay menos de 80 hombres por cada 100 mujeres, reflejando una mayor supervivencia femenina en el curso del ciclo vital.

El Gráfico 6 presenta las cinco principales causas de muerte por género. Ambos grupos comparten entre las principales causas las enfermedades del sistema circulatorio, respiratorio y digestivo, con diferencias menores al 2 %. Sin embargo, se observan contrastes significativos en otras categorías: las causas externas (como homicidios, accidentes y suicidios) representan más del 20 % de las muertes entre los hombres, mientras que en las mujeres esta proporción es considerablemente menor. Por otro lado, el cáncer es casi 5 puntos porcentuales (pp) más frecuente en mujeres, en parte influenciado por los cánceres de los sistemas reproductivos femeninos, que representan más del 5 % de las muertes en mujeres.

Un análisis desagregado de las muertes por causas externas se presenta en el Gráfico 7. En jóvenes y adultos (entre 15 y 44 años), la mortalidad por homicidios aumenta drásticamente, representando más del 40 % de las causas de muerte. Esta elevada proporción refleja la alta exposición de la población masculina a contextos de violencia e inseguridad (Bonilla-Mejía, 2010). Además, los hombres presentan una mayor mortalidad por accidentes y autolesiones, excepto entre los 5 y 14 años donde las mujeres presentan una mayor tasa de muertes por autolesión. En la adultez avanzada, la mortalidad por causas externas disminuye notablemente para ambos géneros, posiblemente como resultado de cambios en los estilos de vida y una menor exposición a riesgos externos.

Gráfico 7. Muertes por causas externas según edad y género, Colombia

Un aspecto demográfico relevante, además de la mortalidad, es la edad a la que los jóvenes se independizan de sus cuidadores, donde se observan significativas diferencias de género. Aunque la tasa de dependencia es la medida más utilizada para analizar estos cambios, el Gráfico 8 se centra en la proporción de personas entre 20 y 29 años que aún viven con sus padres. Estudios como los de Sompolska-Rzechuła y Kurdyś-Kujawska (2022) y Burn y Szoeke (2016) sugieren que esta tendencia creciente podría estar asociada a mayores presiones económicas y financieras, como la disminución en los salarios reales, el aumento en los costos de vivienda y consumo y condiciones crediticias más restrictivas. Además, los datos muestran que las mujeres tienden a independizarse a edades más tempranas que los hombres, lo que implica una tasa de dependencia efectiva más baja para ellas en comparación con sus contrapartes masculinas.

Gráfico 8. Proporción de personas entre 20 y 29 años que viven con sus padres, por género, Colombia

Por último, el Gráfico 9 muestra que, en Colombia, la participación laboral femenina en

sectores distintos al cuidado y los servicios domésticos sigue siendo limitada, lo que representa una oportunidad de crecimiento. Por su parte, la participación masculina en las labores de cuidado ha sido consistentemente baja en todos los censos, con escasos indicios de crecimiento, lo que constituye un punto crítico frecuentemente ignorado en el debate público y académico.

Gráfico 9. Participación laboral por sector y género según censos de población, Colombia

En 2024, el DANE reportó una tasa de participación laboral masculina del 76,4 % y una tasa femenina del 52,7 %, evidenciando una brecha persistente de más de 20 pp. Esta disparidad subraya el potencial de una mayor inclusión femenina en el mercado laboral. Gu et al. sugieren que el aumento de la participación laboral femenina es un mecanismo clave para mitigar las pérdidas económicas asociadas con la reducción de la fuerza laboral en contextos de transición demográfica avanzada.

En síntesis, durante el periodo de estudio, los patrones demográficos en Colombia han experimentado cambios profundos. La tasa de fecundidad ha disminuido drásticamente, pero, al mismo tiempo, las mejoras en los sistemas de salud, junto con el avance en el desarrollo de medicamentos, técnicas médicas y la implementación de infraestructuras de salubridad pública, han llevado a reducciones significativas en la mortalidad infantil y muertes por enfermedades infecciosas (Arias y Román, 2007). Los hallazgos de esta sección destacan que, dada la configuración demográfica actual del país, las brechas de género en indicadores demográficos como la mortalidad y la participación laboral pueden afectar el crecimiento económico. Pero dado que el país aún se encuentra en una etapa de transición demográfica, es crucial implementar políticas que reduzcan las disparidades de género y maximicen el potencial del dividendo demográfico, ya que esto podría compensar pérdidas económicas causadas por el envejecimiento de la población a largo plazo (Gu et al.; Ostry et al.).

Como se examinará en las siguientes secciones, las mujeres enfrentan barreras persistentes en el acceso al mercado laboral y en su participación económica, a pesar de alcanzar una mayor independencia de sus cuidadores a edades tempranas. Estos resultados indican profundas desigualdades sociales que afectan de manera diferenciada a los hombres y a las mujeres. Promover la inclusión femenina en el mercado laboral y la participación masculina en las labores de cuidado, además de diseñar políticas de prevención de violencia y mortalidad prematura masculina, son pasos clave para mejorar el bienestar general y aprovechar plenamente el bono demográfico. Aprovechar este bono nos permite prepararnos para la siguiente etapa de la transición demográfica: una sociedad envejecida con altas tasas de dependencia, esta vez debido al crecimiento de la población en la parte superior de la pirámide.

1.2. Brechas de género en la cobertura y desempeño académico

En las últimas décadas, la educación en Colombia ha experimentado cambios significativos en términos de acceso y cobertura. Se han logrado avances importantes en la reducción de las brechas de género en la matrícula en todos los niveles de educación, incluso en básica secundaria, media y universitaria el porcentaje de mujeres es mayor. Sin embargo, persisten

desigualdades en el desempeño educativo, que se reflejan en los resultados heterogéneos de las pruebas de logro académico a favor de los hombres. Entender e identificar el origen de estas brechas de género es fundamental, dado que el desempeño académico tiene un impacto directo en las oportunidades laborales y de proyecto de vida de las mujeres. Reducir estas disparidades no solo contribuye a la igualdad de oportunidades entre hombres y mujeres, sino que también se asocia positivamente con el crecimiento económico (Minasyan et al.; Thang Dao et al.).

1.2.1. Educación preescolar, básica primaria, secundaria y media

Las tasas de cobertura neta en los distintos niveles educativos han aumentado en los últimos años, con excepción de educación primaria, y no se observan brechas de género en educación preescolar y básica primaria. Además, en educación básica secundaria y media, existe una brecha de cobertura a favor de las mujeres (Gráfico 10). Para el grado preescolar de transición, se destaca que la cobertura neta sigue siendo baja (65 % en 2023), lo que sugiere que muchos niños y niñas no están accediendo a la educación temprana, perdiendo oportunidades de desarrollo y afectando su rendimiento académico futuro lo que perpetúa desigualdades académicas.

En educación básica primaria, después de alcanzar la cobertura universal, se observa que esta ha venido disminuyendo. En educación básica secundaria y en educación media se registra un aumento en las tasas de cobertura neta, aunque en educación media la cobertura continúa siendo baja (56,3 % para las mujeres y para los hombres apenas del 45,5 %).

Gráfico 10. Tasas de cobertura neta por nivel educativo y género, Colombia

La baja cobertura en educación media y la brecha a favor de las mujeres en este nivel se podrían relacionar con factores psicosociales, económicos, familiares y académicos[9]. De acuerdo con el Ministerio de Educación Nacional (MEN) (2022), la brecha entre hombres y mujeres podría estar explicada por la mayor deserción entre los hombres, la cual ha aumentado en los últimos años y es especialmente alta cuando la educación deja de ser obligatoria, al finalizar el noveno grado. En particular, los hombres abandonan sus estudios con mayor frecuencia por falta de motivación, por la necesidad de trabajar o por mayores tasas de repitencia. En el caso de las mujeres, aunque desertan en menor proporción, las principales razones para dejar sus estudios son el tiempo que deben dedicar a los oficios del hogar, la falta de dinero y, en menor medida el embarazo adolescente. También se ha identificado que los grupos con mayor riesgo de deserción incluyen a las minorías étnicas, estudiantes en condición de extraedad y aquellos con dificultades económicas, entre otros (Sánchez Torres et al.).

No solo es importante cerrar las brechas de género en términos de cobertura, sino que también es deseable reducir las disparidades en el desempeño académico de los estudiantes. Un indicador clave para evaluar estas diferencias es el resultado de la prueba de Estado al finalizar la educación media. Por ello, se analizan estas brechas utilizando información que sigue el progreso académico de los estudiantes a lo largo del tiempo, y que vincula su rendimiento en quinto grado (prueba Saber 5°) con sus resultados en undécimo grado (examen Saber 11°), en áreas del conocimiento como matemáticas, ciencias naturales y

lectura crítica. Además de las variables socioeconómicas del estudiante y su hogar y las relacionadas con la institución educativa (que tradicionalmente se incluyen en este tipo de análisis) se incluyen indicadores del ambiente escolar, como un índice de acoso y un índice de clima de aula, se toma en consideración si el estudiante presenta alguna discapacidad, ha sido víctima del conflicto armado o se identifica como perteneciente a algún grupo étnico[10].

En general, se observa que las brechas de género desfavorecen a las mujeres en el examen Saber 11°. Por área del conocimiento, la mayor brecha se presenta en el área de matemáticas. Durante el periodo de 2014 a 2023, los hombres obtuvieron, en promedio, un puntaje de 52,3 frente al 49,2 de las mujeres, lo que implica una brecha promedio de 3,2 puntos. Por su parte, en ciencias naturales la brecha promedio fue de 2 puntos y en lectura crítica de 0,3 puntos[11]. En todos los casos estas brechas son estadísticamente significativas y están en contra de las mujeres (Gráfico 11). No obstante, es importante mencionar que la mayor cobertura de mujeres podría explicar, en parte, su menor desempeño promedio. Esto se debe a que el grupo de mujeres que presenta estas pruebas tiende a ser más diverso en términos de habilidades, contextos socioeconómicos y motivaciones, lo cual se refleja en los resultados obtenidos. Este aspecto será evaluado más adelante mediante el análisis econométrico.

Gráfico 11. Brechas de género en el examen Saber 11° por área del conocimiento, Colombia, 2014-2023

Resultados similares se encuentran en la prueba PISA (Programa para la Evaluación Internacional de Alumnos de la OCDE)[12] que presentó Colombia en 2022, donde la única excepción es el resultado de lectura crítica, en el que la brecha es a favor de las mujeres. En otros países también se presentan brechas en contra de las mujeres en matemáticas y ciencias. Por ejemplo, en las pruebas PISA de 2022, en promedio, la brecha en matemáticas favorece a los hombres. Sin embargo, en solo 3 de los 38 países donde se aplican estas pruebas (Finlandia, Noruega y Eslovenia), la brecha favorece a las mujeres. En el caso de ciencias, en promedio, no se observa una diferencia significativa entre hombres y mujeres, aunque países como Finlandia, Noruega, Eslovenia, Islandia y Grecia registran una brecha a favor de las mujeres de más de 10 puntos. Por el contrario, en lectura crítica, todos los países presentan una brecha a favor de las mujeres, con un promedio de 24 puntos. Nuevamente, Finlandia, Noruega y Eslovenia se destacan con una brecha superior a los 40 puntos.

Los países que tienen mejor desempeño y menor brecha de género en las pruebas PISA, tienden a estar entre los más igualitarios del mundo en términos de género. Esto sugiere que las normas culturales influyen en el rendimiento académico tanto como el currículo o la pedagogía (Sædberg, 2022). Al evaluar los resultados de las pruebas PISA, Campbell et al. señalan que los educadores deben fomentar la equidad de género tanto en sus clases como fuera de ellas, ya que sus resultados muestran que incrementar esta equidad mejora el rendimiento educativo de todos los estudiantes, sin distinción de género. Por ejemplo, en Finlandia, el modelo educativo prioriza la equidad, el bienestar, la motivación intrínseca y el desarrollo integral de los estudiantes. Además, se valora la autonomía del profesor, el aprendizaje sin presión de exámenes estandarizados y el apoyo individual. Esto permite que tanto niños como niñas prosperen sin que los estereotipos afecten su desempeño (The AQi

Team, 2021). Otro país en donde la brecha de género es a favor de las mujeres es Eslovenia, país que ha adoptado enfoques inclusivos desde la educación básica, promoviendo igualdad de acceso, participación y logro. Sus programas de formación docente también enfatizan la equidad y la sensibilidad a la diversidad (Skubic Ermenc, 2020).

Por otro lado, los resultados del examen Saber 11° revelan importantes diferencias en los puntajes promedio teniendo en cuenta variables como la naturaleza jurídica del colegio (oficial o no oficial) y su ubicación (zona urbana o rural). Los colegios no oficiales y los ubicados en áreas urbanas tienen un mejor desempeño en comparación con los colegios oficiales y los rurales. Esta tendencia es consistente en todas las áreas del conocimiento evaluadas[13]. Sin embargo, las brechas de género reflejan desigualdades persistentes, especialmente en matemáticas, donde los hombres superan a las mujeres de manera más marcada. En ciencias naturales, aunque las brechas de género son menores en comparación con matemáticas, persisten las diferencias a favor de los hombres, con una menor disparidad en los colegios no oficiales y rurales. Por otro lado, en lectura crítica, las brechas de género son menores y, en algunos casos, favorecen a las mujeres, como ocurre en los colegios no oficiales y rurales[14].

Por otra parte, se observa que, en todas las áreas del conocimiento, a mayor estrato socioeconómico el puntaje promedio aumenta, con una brecha en todos los estratos a favor de los hombres en matemáticas y ciencias naturales. Sin embargo, la brecha disminuye progresivamente entre los estratos 1 a 4, para luego aumentar nuevamente en los estratos 5 y 6 (véase Iregui-Bohórquez et al.). De acuerdo con Marcenaro-Gutiérrez et al., el desempeño académico de los niños es más sensible a los cambios en el estatus socioeconómico familiar en comparación con las niñas. Por su parte, en lectura crítica la brecha es menor; en el estrato 1, la diferencia favorece a los hombres, pero en los demás estratos la brecha favorece a las mujeres, siendo más pronunciada en el estrato 4.

Al considerar el nivel educativo de la madre, se observa que los puntajes en las diferentes áreas del conocimiento aumentan a medida que se eleva el nivel educativo de esta. En promedio, se presenta una diferencia de aproximadamente 10 puntos entre los estudiantes cuya madre no completó el bachillerato y aquellos cuya madre posee estudios universitarios. En cuanto a las brechas de género, se destaca que, en matemáticas y ciencias naturales, la diferencia a favor de los hombres disminuye conforme aumenta el nivel educativo de la madre[15]. Por otro lado, en lectura crítica la brecha a favor de las mujeres se amplía a medida que mejora el nivel educativo de la madre. Estos hallazgos sugieren que la educación de la madre es un factor determinante no solo para el rendimiento académico general, sino también para promover mayor igualdad de género en el desempeño de los estudiantes. Según García-González y Skrita (2019), el nivel educativo de la madre fue la variable familiar más relevante para predecir el desempeño académico en el examen Saber 11° de 2016, mostrando una asociación directa con mejores resultados en todas las áreas evaluadas. Un nivel educativo más alto de la madre se correlaciona con un desempeño destacado, especialmente en el decil superior, mientras que niveles educativos bajos se relacionan con peores resultados. Aunque la educación del padre también influye, su impacto es menor, lo que subraya el rol crucial de la madre en el desarrollo educativo de los hijos. Por su parte, para Harding et al. existe una asociación positiva entre niveles más altos de educación materna y mejores resultados académicos durante la niñez y la adolescencia, aunque esta

relación no es completamente causal, ya que otros factores, como los ingresos y los antecedentes familiares, también influyen. Las madres más educadas suelen crear entornos que favorecen el aprendizaje, proporcionando recursos como libros y materiales educativos, además de transmitir el valor de la educación e incentivar a sus hijos a completar su formación.

Al analizar las diferencias en los puntajes del examen Saber 11°, teniendo en cuenta la disponibilidad de computador e internet entre los estudiantes, se observa que aquellos con acceso a estas herramientas obtienen los puntajes más altos en las diferentes áreas del conocimiento. Sin embargo, entre hombres y mujeres no se observan, en promedio, variaciones significativas en los resultados. Esto sugiere que el acceso a la tecnología tiene un impacto más general en la mejora del desempeño de todos los estudiantes, pero no tanto en la reducción de la brecha de género (Rodríguez Arenas y Gamboa, 2023). Con respecto a la pertenencia a un grupo étnico, la mayor brecha de género en contra de las mujeres en matemáticas y ciencias se presenta entre los estudiantes que se identifican como afrodescendientes. En cuanto a lectura crítica, las mujeres presentan, en promedio, un mayor puntaje que los hombres en los diferentes grupos étnicos. Sin embargo, la diferencia a favor de las mujeres es menor entre los afrodescendientes (Iregui-Bohórquez et al.).

En el caso de las víctimas del conflicto armado, las brechas de género siguen favoreciendo a los hombres. El conflicto armado, al crear condiciones socioeconómicas adversas, puede afectar el desarrollo cognitivo, disminuyendo el rendimiento académico. Por ejemplo, Munévar et al. encuentran que, en Colombia, a medida que las acciones armadas se intensifican, aumenta el porcentaje de estudiantes con un desempeño académico insuficiente, especialmente en la prueba de lenguaje. Grueso (2024) también destaca que las mujeres experimentan un impacto ligeramente mayor en su desempeño académico debido a la violencia. Estos efectos negativos en el rendimiento académico de los y las adolescentes pueden tener repercusiones duraderas en sus oportunidades futuras y en la acumulación de capital humano. En el caso de los estudiantes que presentan alguna discapacidad, la brecha de género también favorece a los hombres en todos los casos. Por su parte, los estudiantes con extraedad, es decir aquellos que superan la edad promedio para su grado escolar, presentan la mayor brecha de género en contra de las mujeres en todas las áreas del conocimiento.

La literatura subraya la importancia de considerar las dinámicas de género en el rendimiento académico, particularmente en matemáticas y ciencias naturales donde las mujeres siguen enfrentando desventajas. En este sentido, un análisis econométrico de las brechas de género permite identificar los factores que podrían estar determinando estas diferencias. Además de las variables mencionadas, la estimación incluye el desempeño académico de los estudiantes al finalizar la educación básica primaria, aproximado por los resultados de la prueba Saber 5° de 2017 en matemáticas y lenguaje (lectura crítica), que corresponderían a aquellos estudiantes que presentaron el examen Saber 11° en 2023[16].

Es importante mencionar que solo el 47 % de los estudiantes de quinto grado en 2017 llegaron a cursar undécimo grado en 2023. De ellos, el 56 % eran mujeres, lo que indica una mayor deserción de los hombres durante este periodo. Asimismo, se encontró que los estudiantes que llegaron a undécimo grado estuvieron expuestos a menores niveles de

acoso, tuvieron un mejor clima de aula, y, en promedio, fueron menos afectados por el conflicto armado[17]. La exposición a un entorno escolar libre de acoso se asocia con un mejor rendimiento académico, ya que los estudiantes pueden concentrarse mejor en sus estudios cuando se encuentran en un ambiente seguro y respetuoso (Strøm et al.; Van Eck et al.). La ausencia de intimidación promueve un entorno emocionalmente positivo, en el que los alumnos se sienten apoyados y valorados, lo que contribuye a reducir el estrés y la ansiedad asociados con la victimización (Brück et al.).

El hecho de que solo el 47 % de los estudiantes de quinto grado en 2017 llegaron a cursar undécimo grado en 2023 genera un problema de sesgo de selección muestral que se aborda utilizando el modelo de selección de Heckman (1979), ampliamente reconocido en la literatura para corregir problemas de selección en estudios con datos censurados o no observados[18]. El Gráfico 12 muestra cómo la brecha de género en el desempeño académico varía a medida que se agregan diferentes grupos de controles, empezando por las características del individuo y de su hogar, seguido por las variables del colegio y, finalmente, los resultados académicos en la prueba Saber 5°. Este enfoque permite observar de forma clara cómo cada conjunto de variables contribuye a explicar esta brecha.

Gráfico 12. Brecha de género en el desempeño académico según grupos de variables de control, Saber 11°

La brecha promedio en matemáticas, que sin controles es de 6,0 puntos en contra de las mujeres, se reduce a 5,4 puntos al introducir los controles asociados al individuo, al hogar y al colegio. Esto indica que una parte de la brecha de género en matemáticas generada a lo largo de la trayectoria educativa puede explicarse por factores como el entorno familiar y escolar. No obstante, al incluir los resultados de la prueba Saber 5° de cada estudiante, es decir, al descontar la brecha acumulada hasta finalizar la primaria, la brecha se reduce a 2,7 puntos, una importante disminución del 55 %, sugiriendo que las diferencias en las habilidades matemáticas y de lenguaje al finalizar la primaria contribuyen a explicar parte de las disparidades observadas en undécimo grado. Estos resultados destacan la importancia de fortalecer la educación en los primeros años de escolaridad: invertir en el desarrollo de competencias desde la infancia, en entornos escolares inclusivos y con igualdad de oportunidades, puede ser clave para cerrar las brechas de género en etapas educativas posteriores.

De otro lado, la brecha en ciencias naturales, que sin controles es de 4,1 puntos en contra de las mujeres, se reduce a 3,5 puntos cuando se incluyen los factores asociados al individuo, al hogar y al colegio. Al adicionar los resultados de la prueba Saber 5° la brecha se reduce a 1,3 puntos, lo que corresponde a una reducción del 62 % en la brecha de género. En el caso de lectura crítica, la brecha inicial es de 2,5 puntos en contra de las mujeres, pero al incorporar los factores asociados al individuo, a la familia y al plantel educativo, esta se reduce a 1,9 puntos. Por último, al agregar los resultados de la prueba Saber 5°, la brecha deja de ser significativa al 5 %, es decir se cierra la brecha generada luego de la educación primaria. A pesar de la contribución de los factores asociados y de los resultados de la prueba Saber 5°, que controla por el desempeño previo de los estudiantes, todavía queda una brecha en el desempeño académico por explicar en matemáticas y ciencias naturales al finalizar la

educación media.

La literatura ha buscado la explicación de la brecha de género en el desempeño en matemáticas y ciencias naturales en factores más allá de los socioeconómicos. Abadía y Bernal (2017) consideran que, en gran medida, la brecha de desempeño es el resultado de factores no observados, como actitudes, ambiente académico y de diferencias en los roles desempeñados por hombres y mujeres en la sociedad. Además, algunos autores encuentran que en los países con mayor igualdad entre hombres y mujeres se observan menores brechas en el desempeño en matemáticas (Lippmann y Senik, 2018; Munir y Winter-Ebmer, 2018; Tang y Zhao, 2024). Sin embargo, estos trabajos no identifican el mecanismo que explica esta relación, el cual puede obedecer a normas sociales sobre el rol de la mujer en la sociedad, estereotipos de género o las metodologías de enseñanza, entre otros. Las expectativas y creencias culturales y de género podrían influir tanto en estudiantes como en docentes, perpetuando estereotipos que asocian habilidades matemáticas y científicas con los hombres. Esto afectaría la confianza de las mujeres en estas áreas desde temprana edad (Starr et al.). Varias investigaciones han revelado que es en la adolescencia cuando se hacen más evidentes estos estereotipos, coincidiendo con el momento en que se amplía la brecha de desempeño en matemáticas (Bian et al.; Borra et al.). Los padres y educadores también jugarían un rol importante al creer que los hombres poseen mayores habilidades matemáticas, lo que influiría en el rendimiento académico de las mujeres (del Río et al.; Salikutluk y Heyne, 2017; Xie y Liu, 2023).

El entorno escolar también es fundamental. La falta de modelos femeninos en áreas científicas y los posibles sesgos inconscientes de los docentes podrían desincentivar a las niñas de buscar sobresalir en dichas disciplinas. Estos estereotipos y expectativas de los maestros y padres moldean la percepción de las niñas sobre sus capacidades, afectando su desempeño académico (Stromquist, 2007; Dossi et al. Gadja et al., 2022. Asimismo, se ha observado que la brecha de género a favor de los niños en el desempeño en matemáticas se amplía cuando las niñas tienen un profesor con sesgos de género (Alan et al.; Lavy y Sand, 2018; Carlana, 2019; Rakshit y Sahoo, 2023). La presencia de profesoras en los ambientes escolares podría ayudar a cerrar esta brecha, fomentando el acceso de niñas y mujeres a programas de educación superior en STEM (Carrell et al. González-Pérez et al., 2020; Hernández, 2021; Dulce-Salcedo et al.). Además, la estructura de las evaluaciones estandarizadas podría favorecer estilos de pensamiento más comunes entre los niños, exacerbando las desigualdades de género (Montolio y Taberner, 2021; Arias et al.). Adicionalmente, en ambientes competitivos las mujeres tenderían a desempeñarse peor debido a la "ansiedad matemática", mientras que los hombres mejorarían (Gneezy et al.; Niederle y Vesterlund, 2010; Dowker et al.; Stoevenbelt et al.; Galasso y Profeta, 2024). Por último, los modelos de enseñanza actuales favorecerían a los hombres, reduciendo las oportunidades de interacción de las mujeres con sus profesores (Ortega et al.). Por lo tanto, implementar modelos educativos que tengan en cuenta las fortalezas femeninas podría ser una política efectiva para cerrar la brecha en el desempeño matemático (Espinoza et al.; Ding et al.; Di Tommaso et al.).

Un problema potencial que enfrentan las estimaciones presentadas es que la brecha de género en el desempeño académico podría estar influenciada por diferencias en la probabilidad de permanecer en el sistema educativo entre hombres y mujeres. Los hombres,

en promedio, presentan tasas más altas de deserción escolar, lo que podría introducir un sesgo en las estimaciones si no se controla adecuadamente por este efecto. Para esto se implementaron las metodologías de emparejamiento de Coarsened Exact Matching (CEM; Iacus et al.) y de Abadie e Imbens (2006; 2011), que considera exclusivamente a los individuos de quinto grado que alcanzaron undécimo grado, balanceando hombres y mujeres para garantizar similitud en las covariables observables. Este emparejamiento permitió formar grupos de tamaño similar entre hombres y mujeres, abordando así el posible sesgo generado por diferencias en la probabilidad de alcanzar undécimo grado y, además, logró balancear las covariables consideradas, que representan características del individuo, del hogar, del colegio y del desempeño académico en Saber 5°. Así se garantiza que las diferencias observadas en el desempeño académico reflejen los efectos reales, y no desigualdades iniciales en las covariables o patrones de deserciones diferenciales[19]. Los resultados obtenidos por este método de emparejamiento son consistentes con las estimaciones derivadas del modelo de selección de Heckman, confirmando la existencia de brechas de género en contra de las mujeres en todas las áreas evaluadas (Gráfico 13).

Gráfico 13. Brecha de género en el desempeño académico estimada mediante métodos de emparejamiento, Saber 11°

1.2.2. Educación universitaria

Desde los años noventa, la brecha de género en la matrícula universitaria ha favorecido a las mujeres y sigue ampliándose. En 2024, la tasa bruta de matrícula universitaria era del 45 % para las mujeres y del 35 % para los hombres (Gráfico 14). Además, en ese mismo año, del total de estudiantes graduados el 56 % eran mujeres[20]. Sin embargo, dentro de los graduados las mujeres todavía están subrepresentadas en carreras como Física, Matemáticas e ingenierías, que han sido tradicionalmente dominadas por hombres (Gráfico 15)[21].

Gráfico 14. Tasa bruta de matrícula universitaria por género, Colombia, 1990-2024

Gráfico 15. Participación de mujeres en carreras universitarias por área del conocimiento, Colombia

En Arquitectura, aunque el porcentaje de mujeres graduadas ha aumentado, sigue siendo inferior al de los hombres. Por otro lado, en Economía, la proporción de mujeres graduadas continúa disminuyendo. En contraste, la brecha de estudiantes graduados es a favor de las mujeres en carreras como las licenciaturas (tradicionalmente feminizadas), Biología, Administración, Química, Derecho y Medicina, siendo estas dos últimas áreas donde el porcentaje de graduadas está en aumento.

En cuanto al desempeño académico de los estudiantes que están próximos a terminar sus estudios universitarios, se observan brechas de género en los resultados del examen Saber Pro[22] para el promedio del periodo 2018-2022 (Gráfico 16). De manera general, en todas las carreras, las mayores brechas en contra de las mujeres se observan en razonamiento cuantitativo. Por el contrario, las mujeres presentan una brecha a favor en comunicación

escrita en todas las carreras, menos en Economía y Matemáticas. Un interesante análisis sobre las brechas de género en el desempeño académico de los estudiantes de ingenierías de la Universidad Nacional de Colombia fue realizado por Gallego-Vega y Casadiego (2023). Utilizando las pruebas de ingreso y egreso (Saber Pro), los autores encuentran que las brechas desfavorables para las mujeres persisten en el área de matemáticas. Sin embargo, observan una brecha favorable para las mujeres en el área de escritura. También identifican un deterioro en las habilidades de comprensión de lectura para ambos géneros.

Gráfico 16. Brechas de género en el examen Saber Pro por carrera universitaria, Colombia, 2018-2022

Es importante anotar que la brecha de desempeño en las pruebas de logro, especialmente en áreas cuantitativas, desfavorable para las mujeres al finalizar la educación media, persiste al concluir los estudios universitarios en todas las carreras. Esto sugiere la posible influencia de otras variables, incluidos factores no observables, como los estereotipos de género[23], normas sociales y culturales y expectativas, entre otros.

Además, se estimaron las brechas de género en el Examen Saber Pro mediante un modelo de regresión lineal con la metodología de Lasso de doble selección, la cual permite identificar los controles relevantes entre múltiples predictores y construir intervalos de confianza válidos. El análisis incorpora efectos fijos por programa e institución, con el fin de capturar heterogeneidad no observada. El estudio estima tanto las brechas en bruto (derivadas de las diferencias promedio en los puntajes), como las brechas ajustadas, controlando por las variables seleccionadas y los efectos fijos. Asimismo, se analiza la heterogeneidad de las brechas entre programas STEM y no STEM, en sus versiones bruta y ajustada. Los resultados indican que las brechas a favor de los hombres en el área cuantitativa persisten en los distintos grupos evaluados[24].

1.3. Una perspectiva de género sobre la desigualdad de oportunidades y pobreza

Una de las características más destacadas de los indicadores sociales en Colombia es la persistente y elevada desigualdad en la distribución del ingreso (gráficos 17 y 18). Si bien durante las últimas décadas el país había logrado avances importantes en la reducción de esta disparidad, la pandemia del covid-19 revirtió dicha tendencia positiva (Galvis et al.).

Actualmente, distintos indicadores ubican a Colombia como la nación con mayor desigualdad en términos de distribución de ingreso dentro de los países miembros de la OCDE y como uno de los países más desiguales de América Latina, superado únicamente, aunque de manera marginal, por Brasil (Banco Mundial, 2021). Estas desigualdades son más pronunciadas en ciertos grupos poblacionales; en particular, se observa una desventaja significativa para las mujeres, especialmente en las regiones Pacífica y Caribe. Además, en estas zonas los elevados niveles de desigualdad están acompañados por altos índices de pobreza. A pesar de esta evidencia sobre disparidades de género en la desigualdad de ingresos y en la pobreza, la mayoría de las investigaciones se ha centrado en análisis agregados, tal vez con algunas distinciones por regiones o por ciudades (Banco Mundial, 2021; Galvis et al.; Otero-Bahamón

et al.), mientras que son escasos los estudios que abordan la desigualdad desde un enfoque de género (Núñez Méndez et al.) y su contribución a la desigualdad.

En esta sección se examina la evolución de la desigualdad de ingresos y la pobreza entre hombres y mujeres en Colombia. El objetivo principal es estimar la desigualdad injusta, aquella atribuida a factores circunstanciales y a la pobreza extrema, entre géneros y cuantificar su aporte a la desigualdad total. Esta estimación de la desigualdad de oportunidades permite identificar los factores estructurales que la generan, así como comprender el papel que desempeña el género en su configuración.

De acuerdo con la literatura, una parte significativa de las diferencias observadas en los ingresos de la población se atribuye a factores circunstanciales sobre los cuales los individuos no tienen control y, por lo tanto, no pueden ser considerados responsables de ellos. Entre estos factores se incluyen la etnicidad, el entorno familiar, la herencia genética, el género y el lugar de nacimiento, entre otros (Bourguignon et al.; Ferreira y Gignoux, 2011). Esta perspectiva ha dado origen al enfoque de la desigualdad de oportunidades, el cual busca cuantificar y descomponer los ingresos y otros indicadores de bienestar entre el esfuerzo individual y los elementos circunstanciales o aleatorios que están fuera del control de los individuos. Dentro de esta corriente, es habitual considerar el género como una variable circunstancial más. Sin embargo, esta sección busca profundizar en la comprensión del rol del género e incluye estimaciones separadas para hombres y mujeres de los mismos factores circunstanciales (como el nivel educativo de los padres, la etnicidad o el lugar de nacimiento) para entender cómo estos inciden de forma diferenciada según el género del individuo.

La literatura sobre desigualdad de oportunidades sostiene que las intervenciones públicas deberían centrarse más en las disparidades asociadas a condiciones iniciales fuera del control del individuo y menos en aquellas directamente observables en los resultados como el ingreso del individuo. En este sentido, resulta fundamental identificar y cuantificar los factores más relevantes de la desigualdad de oportunidades en el contexto colombiano y analizar cómo estos se distribuyen y afectan diferencialmente según el género. Esta evidencia puede informar las políticas públicas que se han implementado en Colombia para reducir las brechas de género.

1.3.1. Evolución de la desigualdad total y la pobreza por género

Entre el primer trimestre de 2010 y el primero de 2024, el coeficiente de Gini de los ingresos laborales de la población en edad de trabajar, desagregado por género, revela tres hallazgos relevantes. En todo el periodo, la desigualdad entre las mujeres se mantiene sistemáticamente por encima de la de los hombres, con valores iniciales cercanos a 0,55 frente a 0,49, y finales en torno a 0,52 frente a 0,47 (Gráfico 17). Esta brecha podría estar relacionada con la persistencia de segmentaciones ocupacionales, el menor acceso femenino a empleos formales y, como se verá en la siguiente sección, con la desventaja económica vinculada a las responsabilidades de cuidado.

Gráfico 17. Coeficiente de Gini de los ingresos laborales por género, Colombia, 2010-2024

La primera fase del periodo (2010-2017) muestra una tendencia descendente en la desigualdad para ambos sexos, más pronunciada entre los hombres. Este comportamiento se da en un contexto de expansión del empleo y consolidación de programas de transferencias condicionadas que fortalecieron los ingresos de los deciles inferiores. A partir de 2018, esta dinámica se revierte, posiblemente como consecuencia de la desaceleración económica y de un mercado laboral más concentrado en ocupaciones de alta productividad, lo que incrementó la dispersión del ingreso. Este efecto fue especialmente marcado entre las mujeres, dada su sobrerrepresentación en empleos precarios.

Por último, el impacto del covid-19 en 2020 profundizó la desigualdad: los confinamientos afectaron de manera desproporcionada a los sectores con alta participación femenina y la carga doméstica recayó mayoritariamente sobre las mujeres (Cucagna y Romero, 2021). Aunque las transferencias monetarias de emergencia lograron amortiguar parcialmente el deterioro, la recuperación posterior (2021-2024) aún no ha alcanzado los niveles mínimos de desigualdad observados en 2017. Si bien la brecha del coeficiente de Gini entre hombres y mujeres se ha reducido recientemente, esto se explica principalmente por el aumento de la desigualdad entre los hombres. En cualquier caso, la brecha de género en la desigualdad de ingresos persiste y sigue siendo considerable. En los años más recientes del periodo analizado, los ingresos del percentil 90 femenino eran aproximadamente 14 veces superiores a los del percentil 10, mientras que esta razón se situaba en torno a 7 en el caso masculino. Esta situación pone de manifiesto la necesidad de políticas que impulsen la inserción femenina en el mercado laboral formal, promuevan la corresponsabilidad en las tareas de cuidado y fortalezcan los mecanismos redistributivos para consolidar los avances logrados en las décadas previas a la pandemia.

Un factor relacionado con la desigualdad de ingresos es la pobreza monetaria (Gráfico 18). La población en condición de pobreza es aquella que se encuentra en el extremo inferior de la distribución del ingreso. En la medida en que esta población cambie tenderá a cambiar también su participación en el ingreso total nacional. En efecto, la trayectoria de la pobreza monetaria refuerza el diagnóstico sobre la desigualdad por géneros. Entre 2007 y 2014 la incidencia nacional de pobreza monetaria cayó del 33 % al 20 %, pero la reducción fue más lenta para las mujeres (DANE, 2024a). Aunque la reforma metodológica introducida en 2019 dificulta la comparabilidad estricta de los indicadores de pobreza a lo largo del tiempo, la evidencia disponible indica que la brecha entre la pobreza femenina y la masculina se ha ampliado en los años recientes. Este ensanchamiento responde no solo a disparidades persistentes en las oportunidades económicas de hombres y mujeres, sino también a cambios sociales como aquellos que se observan en la composición de los hogares colombianos: ha crecido tanto la proporción de hogares monoparentales encabezados por mujeres como de hogares unipersonales, especialmente hogares unipersonales en condición de pobreza de adultos mayores, encabezados principalmente por mujeres.

Gráfico 18. Incidencia de la pobreza monetaria por género, Colombia, 2007-2023

1.3.2. Métodos y datos

De acuerdo con la literatura, una parte significativa de la desigualdad de ingresos observada

se debe a factores circunstanciales sobre los cuales los individuos no tienen control ni responsabilidad, como la etnia, el origen familiar, las características genéticas, el género o el lugar de nacimiento, entre otros (Bourguignon et al.; Ferreira y Gignoux, 2011). Este enfoque ha dado origen al concepto de desigualdad de oportunidades (DdO), cuyo objetivo es cuantificar y distinguir el componente atribuible al esfuerzo personal de aquel asociado a circunstancias externas que condicionan los ingresos y otros indicadores económicos. El género suele considerarse una de estas variables circunstanciales. Sin embargo, el presente análisis se aparta de la literatura tradicional sobre DdO para centrarse en evaluar si ciertos factores circunstanciales tienen efectos diferenciados según el género. Desde esta perspectiva, se argumenta que la política pública debería enfocarse menos en corregir la desigualdad total (aproximada, por ejemplo, mediante el coeficiente de Gini) y más en mitigar aquellas desigualdades originadas en circunstancias fuera del control individual. En consecuencia, resulta fundamental identificar y cuantificar los factores circunstanciales más relevantes en el contexto colombiano, así como analizar en qué medida estos operan de manera distinta entre hombres y mujeres, con el fin de orientar decisiones de política pública que contribuyan a reducir las brechas de género.

Existe una creciente literatura sobre la medición de la DdO y aplicaciones para varios países (Bourguignon et al.; Brunori et al.; Brunori et al.). Aunque existen varias aproximaciones a la DdO, en este ejercicio en particular seguimos la propuesta de Hufe et al., quienes conciben la desigualdad injusta (DI) como la integración de dos principios normativos complementarios: la igualdad de oportunidades (EOp) y la libertad frente a la pobreza (FfP). Basándose en el marco de distribuciones de referencia "justas" propuesto por Cowell (1985), los autores desarrollan una métrica que cuantifica la distancia entre la distribución real de ingresos y una distribución hipotética en la que ambos principios se cumplen simultáneamente.

En esta formulación, la desigualdad injusta se origina en dos fuentes principales: la pobreza extrema y la desigualdad de oportunidades. Esta última cuantifica las diferencias en las trayectorias de ingresos causadas por factores ajenos al control individual, mientras que el principio de libertad frente a la pobreza sostiene que toda persona debe contar con un ingreso mínimo que le permita vivir dignamente. La metodología propuesta permite identificar la fracción de la desigualdad total que vulnera estos dos principios, ofreciendo un diagnóstico normativamente sólido y una evidencia más completa sobre la equidad distributiva que las medidas tradicionales, las cuales suelen centrarse en un solo criterio.

Para ello, se construye una distribución justa de ingresos que representa cómo sería una sociedad ideal en la que se respeten simultáneamente ambos principios. En esta distribución, las diferencias de ingresos reflejan únicamente el esfuerzo individual; las circunstancias iniciales no generan ventajas ni desventajas y nadie se encuentra por debajo del umbral de pobreza extrema. A continuación, se compara esta distribución justa con la distribución de ingresos observada. La distancia entre ambas refleja el nivel de desigualdad injusta. De este modo, el método permite distinguir entre la desigualdad "aceptable" (causada por el esfuerzo personal) y la desigualdad injusta (originada en carencias estructurales).

Datos

Para analizar la evolución reciente de la desigualdad injusta en Colombia, se utilizó

información de la *Encuesta nacional de calidad de vida* (ECV) del DANE, correspondiente al periodo 2018-2023. Se elige esta fuente porque proporciona datos retrospectivos sobre las circunstancias individuales, esenciales para estimar la DdO, así como información detallada sobre los ingresos. Como indicador del bienestar económico, el estudio se centra específicamente en los ingresos individuales de la población ocupada con edades entre 25 y 57 años. El límite inferior de este rango responde a una convención ampliamente adoptada en la literatura, mientras que el límite superior coincide con la edad oficial de jubilación femenina en Colombia, lo que permite asegurar la comparabilidad entre géneros en los análisis realizados.

La elaboración de la base de datos utilizada, que incluyó la estimación de ingresos a nivel individual, siguió una secuencia metodológica rigurosa que abarcó desde la integración de diversas fuentes hasta la definición precisa de variables clave. En una primera etapa, se consolidaron en una única base los principales módulos de la ECV, se realizó una clasificación geográfica detallada y se emparejaron los datos con las líneas oficiales de pobreza monetaria y pobreza extrema (o indigencia) definidas por el DANE. Para ello, se generaron variables específicas según el tipo de área: metropolitana, resto urbano o rural. Además, como fuente externa de información, se incluyó la clasificación de los Programas de Desarrollo con Enfoque Territorial (PDET) según el municipio de nacimiento, utilizada como aproximación a condiciones de violencia iniciales, en línea con lo propuesto por Dávalos y Monroy (2025).

Para las estimaciones, fue fundamental construir una variable consolidada de ingreso total individual. Esta se elaboró considerando diversas fuentes: ingresos laborales monetarios (salarios, primas, bonificaciones, honorarios), ingresos no monetarios (alimentación, vivienda, transporte laboral), subsidios, ingresos de capital (como rentas por arriendos y cesantías), transferencias (pagos de programas sociales, subsidios y remesas, mensualizados según su frecuencia de recepción), ingresos por ventas de bienes (muebles e inmuebles) y la imputación del valor de uso de la vivienda propia. Para la estimación a nivel individual, los ingresos laborales y de capital se asignaron directamente según lo declarado por la persona. En cambio, las transferencias, las ventas de bienes y la imputación de vivienda se distribuyeron equitativamente entre los miembros del hogar, debido a la imposibilidad de atribuir estos ingresos a un individuo específico.

Como variables relacionadas con las circunstancias (o condiciones iniciales de los individuos), se incluyeron características sociodemográficas básicas: sexo al nacer, etnia (indígena, afrodescendiente u otras), nivel educativo de los padres (ninguno, primaria, secundaria, técnica o universitaria), municipio de nacimiento y su clasificación (urbano o rural), condición de violencia en el lugar de origen y condición de pobreza. Finalmente, la población fue clasificada en cuatro cohortes según su año de nacimiento: 1961-1970, 1971-1980, 1981-1990 y 1991-2000.

1.3.4. Resultados

El Gráfico 19 (panel A) muestra la fracción de la desigualdad total de ingresos atribuible a la desigualdad injusta (DI) entre personas ocupadas de 25 a 57 años, desagregada por cohortes de nacimiento y género. En el caso de los hombres, la DI representa aproximadamente el 33 % de la desigualdad total en todas las cohortes, con un máximo en la nacida entre 1981 y

1990. Para las mujeres, la participación de la DI comenzó en torno al 24 % y ha seguido una tendencia creciente, alcanzando el 29 % en la cohorte más joven. Como resultado, la brecha de género en la participación de la DI, que era cercana a 9 pp en la cohorte más antigua, se reduce a poco más de un punto en la más reciente, lo que evidencia una convergencia gradual.

Gráfico 19. Desigualdad injusta por género y cohorte de nacimiento, Colombia

Este resultado puede explicarse por la recomposición de la participación femenina en el mercado laboral y, en consecuencia, en los patrones de ocupación. Mientras que la tasa de ocupación masculina se ha mantenido relativamente estable entre cohortes, la diferencia entre las tasas de ocupación de hombres y mujeres se ha reducido significativamente: de 40 pp en la cohorte 1961-1970 a 29 pp en la cohorte 1991-2000. Esta evolución está estrechamente relacionada con la dinámica de la DI. Factores que históricamente han limitado la participación femenina en el mercado laboral, como la autoselección de mujeres con características específicas y la creciente diversificación de sus ocupaciones, han contribuido a visibilizar el peso de las circunstancias estructurales en la desigualdad de ingresos de las mujeres. Finalmente, el gráfico también revela que, pese a los esfuerzos por promover la inclusión y tras cuatro décadas de expansión educativa, al menos una tercera parte de la desigualdad de ingresos entre personas ocupadas sigue obedeciendo a circunstancias ajenas al esfuerzo individual.

Por otro lado, el panel B del Gráfico 19 sugiere que la DI absoluta se mantiene consistentemente más alta en el caso de las mujeres, con excepción de la primera cohorte. Esto indica que, aunque el peso relativo de la DI es menor para las mujeres en términos generales, la magnitud absoluta de la desigualdad atribuible a factores circunstanciales continúa afectándolas en mayor medida que a los hombres. En otras palabras: dadas unas condiciones iniciales de nacimiento desfavorables para ambos géneros, estas parecen tener un impacto más pronunciado sobre los ingresos de las mujeres. Asimismo, resulta relevante que la DI haya mostrado una tendencia decreciente a lo largo de las cohortes en el caso de los hombres, mientras que no se observa un patrón claro en las mujeres. La reducción de la DI entre los hombres sigue una trayectoria similar a la de la desigualdad total observada, lo que sugiere que, en coherencia con lo señalado, el peso relativo de los factores circunstanciales en la determinación de los ingresos no ha experimentado cambios significativos en este grupo. Lo contrario ocurre para las mujeres entre la primera y tercera cohorte; mientras que la desigualdad general decrece, la DI incrementa.

El Gráfico 20 presenta los resultados de la descomposición de la DI, incorporando factores circunstanciales y pobreza. Esta descomposición confirma tres rasgos estructurales de los ingresos y evidencia cómo operan de manera diferenciada entre hombres y mujeres a lo largo de las cohortes de nacimiento de 1961-1970 a 1991-2000. En primer lugar, el capital educativo familiar se mantiene, con amplia diferencia, como el principal determinante de la DI para ambos géneros, explicando entre el 48 % y el 52 % en todas las cohortes. Las mujeres nacidas en la década de 1990 presentan la participación más alta este componente (51 %), lo que sugiere que la expansión de la matrícula femenina no ha sido suficiente para contrarrestar las desigualdades en calidad educativa y redes familiares asociadas al logro

académico. En contraste, a pesar del proceso de universalización de la educación escolar en Colombia (Peña, 2013), las características socioeconómicas y culturales de los padres continúan ejerciendo una influencia significativa en la reproducción de la desigualdad.

Gráfico 20. Descomposición de la desigualdad injusta por género y cohorte, Colombia

El componente de pobreza registra la brecha de género más marcada. Para las cohortes de 1961-1970 la pobreza inicial representa el 6 % de la DI masculina, pero duplica esa proporción (12 %) en la femenina; y en la cohorte de 1991-2000 la participación de este componente se amplía al 9 % y 14 %, respectivamente. Esta desventaja económica puede responder a la sobrerrepresentación de mujeres en hogares pobres y monoparentales, fenómeno documentado en América Latina como "feminización de la pobreza" (DANE, 2021b). Además, este resultado indica que una mayor fracción de mujeres ocupadas, en relación con los hombres, no alcanza por sí misma los ingresos suficientes para subsistir.

La dimensión territorial continúa explicando cerca de un tercio de la DI, pero con matices de género. Entre los hombres, la combinación región-urbanidad alcanza el 38 % en la cohorte de 1961-1970 y se mantiene en el 36 % para la de 1991-2000; mientras que, en las mujeres, desciende del 32 % al 27 % en el mismo periodo. Los ingresos masculinos parecen ser más sensibles a la localización geográfica, posiblemente porque los sectores de mayor productividad (industria, minería, servicios financieros) están concentrados en los grandes núcleos urbanos y emplean proporcionalmente más hombres (Banco Mundial, 2024). Para las mujeres, en cambio, el peso relativamente menor de la localización se compensa con la mayor incidencia de pobreza.

Los factores étnicos y relacionados con el conflicto armado, como la pertenencia a minorías y el origen en municipios PDET, presentan una contribución modesta pero persistente, situada entre el 3 % y el 5 %. No obstante, las mujeres exhiben sistemáticamente aportes más altos de PDET y de minoría en las cohortes jóvenes (hasta 5 %), lo que sugiere una desventaja adicional asociada a la intersección entre género, etnia y exposición al conflicto, consistente con hallazgos de Calderón et al. sobre las brechas laborales de las mujeres desplazadas.

En conjunto, los resultados muestran que, pese a la convergencia de género en la proporción total de la DI (≈30 %), los mecanismos que generan DI difieren entre hombres y mujeres. La pobreza y la pertenencia a territorios históricamente rezagados tienen un mayor peso en la trayectoria de las mujeres, mientras que la localización urbano-regional predomina como factor entre los hombres. Reducir la DI exige, por tanto, complementar las políticas de ampliación educativa con programas de transferencias dirigidos a hogares encabezados por mujeres, así como con inversiones territoriales que equilibren las oportunidades productivas en regiones PDET y zonas rurales. Sin una intervención simultánea sobre estas brechas interseccionales, la desigualdad injusta continuará reproduciéndose a lo largo de las cohortes, sin mejoras significativas, como lo evidencian los resultados presentados.

Para reducir la desigualdad de género en Colombia es fundamental abordar los factores estructurales que aún limitan la participación equitativa de las mujeres en el mercado laboral. Una de las principales barreras es el mayor riesgo que enfrentan las mujeres de caer en pobreza extrema, especialmente cuando no cuentan con ingresos compartidos dentro del

hogar. Esto se debe a una combinación de factores como la brecha salarial de género, la sobrecarga de responsabilidades domésticas y de cuidado y las limitadas oportunidades de acceso a empleos formales o bien remunerados, como se analizará en las siguientes secciones de este artículo. En este contexto, una política pública efectiva orientada a reducir las desigualdades debe centrarse en tres áreas clave: 1) la promoción de la equidad salarial y el acceso al empleo formal, 2) la distribución equitativa de las responsabilidades de cuidado y 3) el fortalecimiento de la calidad de la educación.

2. Explorando las brechas en el mercado laboral en Colombia

En esta sección se analizan algunas causas y consecuencias de las brechas de género en el mercado laboral. Primero se abordan dos causas principales, además de la calidad de la educación ya tratada en la sección anterior: el uso del tiempo y los roles de género y el impacto de la maternidad en el mercado laboral. Luego se examinan las brechas en la participación laboral, en los salarios y en la protección económica en la vejez.

2.1. Uso del tiempo y roles de género

Las transformaciones en demografía, educación y condiciones socioeconómicas descritas en la sección anterior no solo incidieron en la participación laboral de las mujeres, sino también en la manera en que se distribuye el tiempo entre trabajo remunerado y no remunerado dentro de los hogares. Estas dinámicas ampliaron la posibilidad de que las mujeres pasaran de ser trabajadoras no remuneradas a participar activamente en el mercado laboral, aunque en contextos de países en desarrollo como Colombia la evidencia sobre cómo han cambiado las labores de cuidado sigue siendo limitada[25]. Por ello, antes de analizar de forma directa las brechas en el mercado laboral, esta subsección examina cómo dichas transformaciones se reflejan en el uso del tiempo y en la persistente sobrecarga de trabajo doméstico y de cuidado que enfrentan las mujeres, estableciendo el vínculo entre los cambios estructurales y las desigualdades en la inserción laboral.

La transformación de los roles de la mujer ha sido ampliamente estudiada en Estados Unidos y Europa (Fernández, Fogli y Olivetti, 2004; Goldin, 2006; Ruggles, 2015). Desde 1980, la participación laboral femenina en estas regiones alcanzó niveles del 80 %. Esta evolución ha sido impulsada por el crecimiento económico, que facilitó el desarrollo de nuevas oportunidades de trabajo fuera del sector manufacturero, históricamente considerado riesgoso para las mujeres. Además, innovaciones tecnológicas, como la aparición de electrodomésticos y la píldora anticonceptiva, junto con cambios en normas legales y sociales, contribuyeron a que mujeres pudieran trabajar en oficios anteriormente restringidos. Estas normas también desafiaron la percepción social de que no resultaba aceptable que un hombre permitiese que su esposa participara en el mercado laboral. Para Colombia, los trabajos de Chioda (2016), Iregui-Bohórquez et al. e Iregui-Bohórquez et al. documentan los cambios en participación en el mercado laboral y cómo dependen de factores socioeconómicos como la educación, la fecundidad, el estado civil y las normas sociales prevalentes. Además, Salazar-Díaz (2022) y Salazar-Saenz (2024) aportan evidencia sobre cómo los hogares heteroparentales toman decisiones respecto a la participación en el

mercado laboral frente al tiempo dedicado a la producción doméstica por cada miembro de la pareja. Asimismo, muestran cómo persiste la norma social que asigna a la mujer el rol de principal cuidadora no remunerada en Colombia, independientemente de su nivel de participación y remuneración en el mercado laboral.

Como se mencionó, esta sección analiza la evolución del uso del tiempo y los roles de género en Colombia, tanto en el trabajo remunerado como en el no remunerado. Se examinan los cambios en las percepciones sobre el papel de la mujer en la sociedad entre mujeres nacidas en distintas etapas del siglo XX y en la primera década del siglo XXI. Estas transformaciones en los roles de género y en la distribución del tiempo están influenciadas por el nivel educativo de mujeres y hombres. Para este análisis, se comparan cuatro generaciones de mujeres y hombres utilizando los datos de las rondas 2016-2017 y 2020-2021 de la *Encuesta Nacional de Uso del Tiempo* (ENUT), con especial énfasis en el impacto de la educación sobre las normas sociales y los patrones de uso del tiempo. La definición de las generaciones se sigue el trabajo de Iregui-Bohórquez et al., como se detalla en el Cuadro 2.

Cuadro 2 Definición de generaciones según Iregui-Bohórquez *et al.* (2025a)

La ENUT recoge información representativa a nivel nacional, incluyendo tanto zonas urbanas como rurales y tiene como propósito caracterizar cómo las personas de 10 años o más distribuyen su tiempo entre trabajo remunerado, trabajo no remunerado y actividades personales. La encuesta clasifica el uso del tiempo en tres grandes dimensiones: trabajo remunerado (conforme a la definición del Sistema de Cuentas Nacionales), actividades personales (educación, actividades sociales y culturales, pasatiempos, uso de medios, cuidado personal y actividades religiosas) y trabajo no remunerado (actividades por fuera de los sistemas económicos formales, como las tareas domésticas y el cuidado de terceros)[26].

Debido a que el análisis se centra en el tiempo dedicado tanto al trabajo remunerado como al no remunerado, la muestra se restringe a mujeres y hombres que participan en actividades del mercado. Específicamente, se considera a personas de 15 años o más, que dedican al menos una hora diaria tanto al trabajo remunerado como al no remunerado. Esta restricción permite obtener resultados comparables y centrados en la población objetivo: personas activas laboralmente que además asumen tareas domésticas. Vale la pena señalar que la ENUT registra actividades de cuidado pasivo, es decir, tareas realizadas simultáneamente (por ejemplo, cocinar mientras se cuida a una persona). En algunos casos, esto puede generar un total de horas que supera las 24 por día. Para corregir esta posible sobreestimación, se impuso un tope de 24 horas en el total diario de trabajo no remunerado.

El Cuadro 3 presenta estadísticas descriptivas de variables socioeconómicas clave: edad, porcentaje de mujeres y hombres que se identifican como jefes de hogar, estado civil, porcentaje con hijos residiendo en el hogar (lo cual no equivale al número total de hijos), nivel educativo (sin educación, primaria, secundaria, educación superior) y el ingreso laboral reportado (en pesos corrientes), según grupos generacionales. El panel A presenta los datos de la ENUT 2016-2017 y el panel B los de la 2020-2021. En todas las generaciones, los hombres se declaran jefes de hogar en mayor proporción que las mujeres. No obstante, las diferencias más marcadas surgen en el ámbito educativo, donde las mujeres tienen mayores niveles de escolaridad que los hombres, y en el ingreso laboral, donde los hombres reportan

ingresos significativamente más altos en todas las generaciones.

Cuadro 3 Estadísticas descriptivas por generación y género, ENUT 2016-2017 y 2020-2021

Cuadro 3 Estadísticas descriptivas por generación y género, ENUT 2016-2017 y 2020-2021

En promedio, las mujeres *millennials* y de la generación X, son quienes presentan la mayor proporción de hijos viviendo en el hogar, lo cual es consistente con su ciclo vital. La expansión educativa del siglo XX ha contribuido al aumento sostenido del nivel educativo de las mujeres de las generaciones más jóvenes. Las mujeres *millennials*, además, reportan mayores ingresos que generaciones previas, lo cual concuerda con sus mayores niveles de educación y una experiencia laboral acumulada superior a la de las mujeres de la generación Z, muchas de las cuales aún se encuentran estudiando. Se observa que las mujeres de la generación de alta fecundidad y baja participación laboral tienden a identificarse más frecuentemente como jefas de hogar. Esto podría explicarse por la diferencia de edad con sus parejas y la menor esperanza de vida de los hombres.

Los principales resultados se presentan en los gráficos 21 al 24[27]. Según el Gráfico 21, la proporción de personas que declara estar de acuerdo con la afirmación "Las mujeres son mejores que los hombres en las tareas del hogar" disminuye a medida que aumenta el nivel educativo, tanto para mujeres como para hombres. A mayor nivel educativo, las personas encuestadas de todas las generaciones muestran un mayor desacuerdo con la idea de que las mujeres son mejores en las tareas domésticas que los hombres. Esto sugiere que la educación puede estar desempeñando un papel crucial en replantear las concepciones de género y fomentar la equidad.

Gráfico 21. Percepción sobre roles de género en el trabajo doméstico por nivel educativo y generación, ENUT 2020-2021

Gráfico 21. Percepción sobre roles de género en el trabajo doméstico por nivel educativo y generación, ENUT 2020-2021

También se observa un cambio muy marcado en la percepción de esa norma social entre las generaciones de "alta fecundidad y baja participación laboral", que comprende a las mujeres entre 57 y 84 años al momento de la encuesta, y la generación *millennial*, que incluye a mujeres entre 25 y 39 años. El 47,1 % de las mujeres de la generación "alta fecundidad y baja participación laboral" con nivel educativo de posgrado declaraba estar en desacuerdo con la afirmación, mientras que el 58,3 % de las *millennial* con similar nivel educativo lo hacía. Para los hombres sucede algo similar en magnitud. Esto refleja un aumento de 10 pp en el rechazo hacia visiones más tradicionales de los roles de género en el trabajo doméstico en el transcurso de dos generaciones. No obstante, al analizar las percepciones sobre la misma afirmación en la encuesta de 2016-2017, como se muestra en el Gráfico 22, se observa que en 2016 existía un mayor nivel de desacuerdo, tanto entre generaciones como entre niveles educativos, respecto a la norma social que sostiene que las mujeres son

---

mejores que los hombres en el trabajo doméstico. Esto podría explicarse, en parte, por la pandemia del covid-19, que influyó de manera negativa en estas percepciones. Los cierres obligatorios de colegios y de actividades al aire libre exigieron un nuevo rol de cuidado, especialmente para las mujeres, quienes se vieron obligadas a dedicarse aún más a las tareas de cuidado y del hogar. Este retroceso en las percepciones sobre normas sociales de género en solo cuatro años demuestra que el cambio en este sentido depende mucho del contexto y es frágil.

Gráfico 22. Percepción sobre roles de género en el trabajo doméstico por nivel educativo y generación, ENUT 2016-2017

Gráfico 22. Percepción sobre roles de género en el trabajo doméstico por nivel educativo y generación, ENUT 2016-2017

Este carácter frágil en las normas sociales también se refleja en lo documentado por Boltz-Laemmel et al., quienes encuentran en parejas de Bogotá la presencia de "ignorancia pluralista": muchas mujeres tienden a sobrestimar el conservadurismo de sus esposos y de sus comunidades respecto al trabajo femenino fuera del hogar o en horarios flexibles. En la práctica, estas percepciones erróneas pueden limitar la participación laboral de las mujeres, incluso en contextos donde las normas sociales son menos restrictivas de lo que ellas suponen. Las percepciones juegan así un papel central en la persistencia de desigualdades tanto en el ámbito privado como en el público.

La distribución del uso del tiempo entre trabajo remunerado y trabajo no remunerado para mujeres y hombres de diferentes generaciones y niveles educativos que se declaran como casados y sin hijos en el hogar se presenta en el Gráfico 23. Se observa que no hay diferencias generacionales marcadas ni entre sexos en cuanto al tiempo dedicado a actividades remuneradas, ya que mujeres y hombres trabajan, en promedio, la misma cantidad de tiempo. Sin embargo, las mujeres realizan más trabajo no remunerado que los hombres.

Gráfico 23. Uso del tiempo entre trabajo remunerado y no remunerado, casados sin hijos, por generación y nivel educativo

El Gráfico 24 muestra la distribución del uso del tiempo entre trabajo remunerado y trabajo no remunerado para mujeres y hombres de distintas generaciones y niveles educativos, que se declaran como casados y tienen hijos en el hogar. Este es el grupo poblacional que más tiempo dedica al trabajo no remunerado. Se evidencia que el tiempo diario dedicado al trabajo no remunerado por parte de las mujeres aumenta, en promedio, en 1 hora y 30 minutos cuando hay niños y jóvenes menores de 18 años en el hogar, en comparación con mujeres casadas y sin hijos.

Gráfico 24. Uso del tiempo entre trabajo remunerado y no remunerado, casados con hijos, por generación y nivel educativo

Para los hombres, este incremento es de 45 minutos. En cuanto al tiempo dedicado a actividades de mercado remuneradas, no se observa el mismo patrón: las mujeres casadas trabajan la misma cantidad de horas promedio al día, independiente de tener hijos o no, mientras que los hombres con hijos trabajan 20 minutos más. Incluso, al examinar a las personas con título universitario de la generación *millennial*, las mujeres casadas con hijos dedican 24 minutos menos al día al mercado laboral remunerado, mientras que los hombres aumentan su tiempo de trabajo remunerado en 18 minutos. Además, las mujeres con hijos dedican 2 horas 40 minutos más de cuidado, y los hombres con hijos dedican tan solo una hora más, lo que implica una carga total de trabajo que aumenta en 2 horas y 16 minutos para ellas, frente a 1 hora 18 minutos para ellos.

Estas diferencias en el uso del tiempo pueden tener implicaciones directas sobre la estructura económica de los hogares. Parte de esta brecha se puede explicar por la diferencia de edad promedio entre las parejas: en los hogares de mujeres *millennial* y de la generación X los hombres son, en promedio, tres años mayores que sus compañeras, mientras que en la generación de alta fecundidad[28] la diferencia asciende a cinco años. Esta diferencia en la edad se traduce en más experiencia laboral acumulada por los hombres al momento del matrimonio, lo que podría contribuir a que aporten mayores ingresos al hogar, mientras que las mujeres asumen proporcionalmente más tareas de cuidado no remunerado. En este contexto, no sorprende que distintos estudios encuentren que las mujeres valoran de forma desproporcionada la flexibilidad en el empleo: en Bogotá, por ejemplo, las mujeres están dispuestas a ceder entre el 10 % y el 20 % de su salario a cambio de un contrato de tiempo completo con horarios flexibles (Bustelo et al.) y, en algunos países de Latinoamérica, muestran una disposición aún mayor que los hombres para sacrificar ingresos a fin de acceder a trabajos híbridos o remotos (Díaz, Salas, Piras y Suaya, 2024). Estas evidencias sugieren que la desigualdad en la distribución del tiempo y las brechas de ingresos dentro de los hogares condicionan no solo la participación laboral femenina, sino también sus preferencias respecto al tipo de empleo.

En resumen, la participación de las mujeres en el mercado laboral colombiano ha crecido significativamente desde la década de 1950, impulsada principalmente por los avances educativos. Sin embargo, este aumento de la participación laboral femenina aún no se ha traducido en una reducción proporcional del trabajo doméstico no remunerado. Dentro del hogar las normas de género han cambiado lentamente, especialmente en lo que respecta a la percepción de las tareas domésticas y de cuidado y, aunque la expectativa de que las mujeres son mejores que los hombres en las tareas domésticas ha cambiado generacionalmente y varía según el nivel educativo, más del 40 % de las mujeres y los hombres con posgrados siguen estando de acuerdo con esta afirmación. Estas persistentes normas sociales resultan en una distribución desigual de las responsabilidades domésticas, con las mujeres casadas y con hijos realizando cerca de dos horas más de trabajo no remunerado diario que sus pares masculinos.

Estas percepciones culturales sobre los roles de género están profundamente arraigadas y son resistentes a los avances económicos y sociales logrados por las mujeres, remarcando así la discrepancia entre los avances en el ámbito público y privado, donde el empoderamiento económico no siempre se traduce en equidad en el hogar. Si bien el progreso educativo y económico ha sido crucial para el avance de los roles públicos de las

mujeres, como se discutirá en la sección de conclusiones y recomendaciones, las políticas públicas deben enfocarse en transformar la dinámica de la esfera privada. Fomentar un entorno donde el trabajo doméstico se comparta de manera más equitativa entre géneros, así como implementar políticas públicas que ofrezcan opciones de cuidado para niños y niñas, podría facilitar una mayor la inserción femenina en el mercado laboral remunerado al liberar tiempo destinado al trabajo doméstico no remunerado.

2.2. Efectos de la maternidad en el mercado laboral

Esta sección presenta los principales resultados del estudio de Gallego et al. sobre el impacto de la maternidad en el mercado laboral, lo cual, como se mencionó, constituye una de las principales causas de las brechas de género en el mercado laboral. La literatura que estima los efectos de la maternidad en la probabilidad de empleo y en los ingresos laborales presenta varias limitaciones metodológicas. Por ejemplo, la mayoría se basa en información de corte transversal y no siempre dispone de datos de ingresos. Además, rara vez se enfoca específicamente en el empleo y los ingresos formales, y casi todos los estudios se realizan con una frecuencia anual. En contraste, el artículo de Gallego et al. aborda estas limitaciones al analizar el efecto de la maternidad en la probabilidad de empleo formal y en los ingresos formales, en el contexto colombiano. Este estudio utiliza datos de los registros administrativos de cotizaciones a la seguridad social, lo que permite seguir longitudinalmente a los individuos por más de una década después del nacimiento de su hijo, con frecuencia mensual. Asimismo, se dispone de información sobre variables socioeconómicas de cada individuo, así como sobre las características y la composición de su familia.

2.2.1. Estrategia empírica

Para identificar el efecto de tener un hijo sobre el empleo formal, se realiza un estudio de evento siendo el evento el nacimiento del primer hijo. Las variables de resultado que se consideran son la probabilidad de tener un empleo, los salarios reales y su crecimiento, utilizando información de la Planilla Integrada de Liquidación de Aportes (PILA) antes y después de la concepción del hijo. Para cada género, se comparará la brecha en estos resultados entre personas que tuvieron un hijo y aquellas que no, antes y después del nacimiento del hijo, con relación al mes inmediatamente anterior a su concepción. Se asumen los supuestos de identificación estándar: i) que los resultados de los grupos de tratamiento y control venían evolucionando con tendencias paralelas antes del tratamiento y que hubieran continuado evolucionando con tendencias paralelas de no haber existido el tratamiento, y ii) que el tratamiento no tiene efectos causales antes de su implementación (esto es, que no hay efectos de anticipación) y que no hay otros factores que afectan las variables resultado en el momento en que la población recibe el tratamiento. En ese sentido, los periodos previos a la fecha del nacimiento permitirán probar si existen tendencias paralelas en las variables de resultado entre los grupos de tratamiento y control antes del nacimiento del hijo (Kuziemko et al.; ; Kleven et al.; Sieppi y Pehkonen, 2019; Sant'Anna y Zhao, 2020; Callaway y Sant'Anna, 2021; Berniell et al.; Rabaté y Rellstab, 2021; Roth et al.), en cuyo caso, un cambio abrupto en esas tendencias que se genere a partir del periodo de tratamiento, sugeriría que ese cambio habría sido causado por la concepción del hijo[29].

Se utiliza la base de datos de la encuesta del Sistema de Identificación de Potenciales

Beneficiarios de Programas Sociales III (Sisbén III) para identificar las parejas que tuvieron hijos y la PILA para medir sus resultados en el mercado laboral formal. El Sisbén III abarca el censo de la población más pobre del país, recolectando información de 26 millones de personas entre mediados de 2009 y finales de 2010. Esta encuesta incluye la fecha de nacimiento de todas las personas, lo que se utiliza para determinar la fecha de nacimiento del primer hijo para el universo de madres y padres de los estratos más pobres, independiente de su situación laboral al momento de la concepción. Sin embargo, esta fuente presenta algunas limitaciones, como que solo dispone de datos de nacimientos dentro del periodo de recolección del Sisbén III. Además, se tendría un horizonte relativamente corto de periodos antes del nacimiento, ya que la PILA está disponible únicamente a partir de julio de 2008, mientras que los nacimientos se registran solo entre mediados de 2009 y finales de 2010. Por otro lado, la PILA se compone de registros administrativos del censo de la población que contribuye a salud, pensiones, riesgos laborales o cajas de compensación. En este ejercicio, se considera el panel mensual desde julio de 2008 hasta marzo de 2021. La PILA proporciona información sobre el salario de las personas, así como el número de días cotizados en cada concepto, e indica si la persona es empleada, independiente, entre otros.

Existen dos razones por las cuales es necesario combinar ambas bases de datos en lugar de realizar la estimación utilizando únicamente los datos de la PILA. En primer lugar, la PILA no permite identificar quiénes son parejas dentro de la base de datos, lo que impide determinar cuándo los hombres tienen hijos. En segundo lugar, aunque la PILA permite identificar el momento en que las mujeres tienen un hijo, esto solo es válido para aquellas mujeres que aparecen en dicha base, la cual está compuesta por cotizantes a la seguridad social. Por lo tanto, las inferencias realizadas a partir de esa muestra solo serían representativas para esta población, excluyendo a las mujeres que, al momento de tener el hijo, no estaban cotizando a la seguridad social y, por ende, se consideraban informales.

El Cuadro 4 presenta estadísticas descriptivas de la población analizada, que comprende un total de 48.893 personas, de las cuales 21.552 son mujeres y 27.341 son hombres. Para cada género, el cuadro muestra las medias y desviaciones estándar de las personas con hijos, quienes conforman el grupo tratado, y de aquellas sin hijos, a partir de las cuales se establece el grupo de control correspondiente. Las tasas de formalidad de esta población, definida como la fracción de personas que se observan en la PILA en el mes antes de la concepción de su primer hijo, son altas para el contexto colombiano. Esto se debe a que, de la población del Sisbén III, solo se considera a quienes aparecen en la PILA al menos un mes del año 2010, año en el cual se encuentra el 70 % de los periodos para los cuales se realizan las estimaciones. Según la OIT (2014), en el país la tasa de formalidad en 2010 era del 47 %, mientras que en nuestra muestra fluctúa entre el 55 % y el 63 %.

Cuadro 4 Estadísticas descriptivas de la población analizada, estudio de maternidad

Los ingresos de la muestra de población varían entre el 5 % y el 18 % por encima del salario mínimo, pero una vez se condiciona en tener ingresos positivos, ese promedio se encuentra entre el 86 % y el 93 % por encima del salario mínimo. La mayoría de la población de la muestra reside en zonas urbanas y cuenta con más de diez años de educación, aunque la mayoría tienen secundaria completa o menos. Las mujeres con hijos viven en estrato

socioeconómico más alto que aquellas sin hijos y ambas superan a los hombres en este aspecto.

La población se emplea principalmente como asalariada en empresas con más de cinco empleados, especialmente en el caso de los hombres. Finalmente, la mayoría de las personas de la muestra viven con sus parejas, excepto en el caso de las mujeres sin hijos. Para los hombres solteros, la información de la encuesta del Sisbén III es insuficiente para identificar quiénes tienen hijos, ya que la legislación colombiana generalmente otorga la custodia de los hijos a la madre en parejas separadas. Esto explica el bajo número de hombres solteros con hijos identificados.

2.2.2. Resultados

El Gráfico 25 presenta los resultados de estimar el efecto de tener un hijo sobre la probabilidad de tener un empleo formal. El gráfico abarca seis meses antes de la concepción y 132 periodos después de la concepción: los 9 meses del embarazo y 123 meses después del nacimiento del hijo. El panel A muestra los resultados para las mujeres y el panel B para los hombres. Cada panel presenta los efectos estimados mediante *two-way fixed effects* (TWFE, representados en color azul) y con el estimador doblemente robusto de Callaway y Sant'Anna (2021) (CS, representados en rojo), con sus respectivos intervalos al 95 % de confianza. El estimador doblemente robusto de CS controla por el puntaje del Sisbén y por efectos fijos de departamento. Los estimadores de CS se muestran menos volátiles y son medidos con mayor precisión que los estimadores por TWFE, por lo cual se analizarán los resultados provenientes de la estimación CS.

En el caso de las mujeres, los resultados muestran que desde el segundo mes después de enterarse de su embarazo hay un incremento en la probabilidad de ser empleadas formales, en comparación con las mujeres que no tienen hijos. En Colombia, solo quienes contribuyen al sistema de salud del régimen contributivo tienen derecho a la licencia de maternidad remunerada. Al momento del estudio, esta licencia tenía una duración de 12 semanas, otorgadas proporcionalmente al tiempo cotizado durante los nueve meses de embarazo. Durante los primeros tres meses después del nacimiento del hijo, los niveles de empleo formal de las mujeres fluctúan alrededor de la línea base. Sin embargo, a partir del cuarto mes, y especialmente desde el quinto, se observa un deterioro significativo: entre los seis y doce meses después de nacer el hijo, la probabilidad de empleo formal de las mujeres disminuye aproximadamente un 16 %. Esta caída se estabiliza entre los meses 121 y 132, con una reducción cercana al 10 %. Este efecto puede considerarse causal, ya que no se observan diferencias en las tendencias del empleo formal antes del evento entre mujeres que tuvieron hijos y aquellas que no. En el caso de los hombres, ilustrado en el panel B, se observa un aumento en la probabilidad de tener empleo formal durante los primeros nueve meses. Sin embargo, en el resto del periodo analizado, no se registra un efecto significativo de tener un hijo sobre esta probabilidad.

Gráfico 25. Efecto de tener un hijo sobre la probabilidad de empleo formal, por género

El Gráfico 26 presenta los resultados de la estimación del efecto de tener un hijo sobre los ingresos formales. En cada panel se presentan dos curvas: la curva azul que se lee en el eje

de la izquierda, representa los efectos utilizando como variable dependiente los ingresos reales. Por otro lado, la curva roja, que se lee en el eje de la derecha, utiliza como variable dependiente el inverso del seno hiperbólico de los ingresos. De manera que el eje de la izquierda se expresa en pesos de 2018, y el de la derecha muestra el cambio porcentual en la brecha entre quienes tienen y quienes no tienen hijos. Es importante destacar que, en cada panel, la medición de efecto cero en los ingresos reales (eje izquierdo) no coincide con la medición de cero cambio porcentual (eje derecho). Sin embargo, en ningún panel se encuentra un efecto significativamente diferente de cero antes de la concepción del hijo, tanto para los ingresos reales como para el cambio porcentual.

El Gráfico 26 muestra una dinámica de los efectos de tener un hijo sobre los ingresos muy similar a la que ilustra el Gráfico 25 en relación con la probabilidad de ser un empleado formal. Los resultados para las mujeres indican que, a partir del segundo mes, se observa un incremento significativo en sus ingresos formales, que para el sexto mes superan los $50.000 del año 2018. Nuevamente, durante los tres primeros meses después del nacimiento del hijo, los ingresos reales formales fluctúan alrededor de su nivel en la línea de base. A partir del cuarto mes, y especialmente del quinto, se evidencia el deterioro más significativo: entre 6 y 12 meses después del nacimiento del hijo, las mujeres experimentan una reducción en sus ingresos en términos reales de más de $135.000 lo que equivale a una disminución de la brecha de los ingresos de más del 115 % respecto a sus niveles en la línea de base, $\tau = -1$, según se ilustra en el eje derecho. Posteriormente, entre los meses 121 y 132, los ingresos se estabilizan en algo más de $78.000, representando una reducción de más de 65 % en la brecha de los ingresos reales. Similar al resultado sobre la probabilidad de ser empleada formal, este efecto puede considerarse causal, dada la ausencia de diferencias en las tendencias de las mujeres que tuvieron hijos en comparación con aquellas que no los tuvieron en los periodos previos al nacimiento de hija/o[30].

En el caso de los hombres, como se ilustra en el panel B, se observa un aumento significativo en los ingresos reales de aquellos que tienen hijos en comparación con los que no, siendo este incremento de aproximadamente $30.000 del año 2018 para el noveno mes. Esto equivale a un aumento aproximado del 30 % en los ingresos reales, según lo mostrado en el eje derecho del gráfico. Sin embargo, al igual que en análisis anteriores, no se detecta un efecto significativo de la paternidad sobre la probabilidad de tener un empleo formal durante el resto del periodo analizado.

Gráfico 26. Efecto de tener un hijo sobre los ingresos formales, por género

Finalmente, Gallego et al. obtienen estimaciones de efectos heterogéneos en varias dimensiones, entre las cuales destacan el tipo de trabajador (asalariado vs. independiente) y el estado civil (soltera, divorciada o viuda vs. casada o en unión libre). Los autores encuentran que los efectos de tener un hijo sobre la probabilidad de que las mujeres accedan a un empleo formal son estadísticamente significativos y de mayor magnitud para aquellas que eran asalariadas y para quienes tenían pareja al momento de la concepción. Es decir, para mujeres que contaban con mejores condiciones laborales y con un mayor apoyo en las tareas de cuidado.

En síntesis, se observan efectos importantes y significativos de tener un hijo en las mujeres,

mientras que los efectos en los hombres son leves y generalmente no significativos. Existe una amplia literatura que aborda diversas políticas diseñadas para reducir las desventajas que enfrentan las mujeres en el mercado laboral tras tener hijos. Ejemplos de estas políticas "amigables a las familias" o "amigables a los niños" incluyen transferencias por hijo, licencias de maternidad/paternidad, acceso al cuidado infantil, trabajo a tiempo parcial y, más recientemente, trabajo virtual. Estas políticas afectan las decisiones familiares relacionadas con la ocupación laboral de los miembros de la pareja, su educación y formación profesional, la intensidad de la jornada laboral y el ahorro[31].

2.3. Brechas en participación laboral

En esta sección se analiza la brecha de género en la participación laboral desde dos perspectivas. Primero, se estudia la dinámica estructural y cíclica de la participación de hombres y mujeres en el mercado laboral urbano. Segundo, se exploran las brechas de participación a nivel regional, dada la notable heterogeneidad del mercado laboral entre las distintas regiones del país.

2.3.1. Dinámica estructural y cíclica de la participación laboral urbana de hombres y mujeres

Para analizar los determinantes cíclicos y estructurales de la participación laboral, en esta sección se busca responder dos preguntas clave: ¿la evolución de la participación laboral urbana está determinada por factores estructurales o cíclicos? ¿Cuáles son las proyecciones de participación para la próxima década y cuál sería su efecto sobre el producto potencial? Para ello, en primer lugar, se identifican los factores estructurales y cíclicos que explican la dinámica de la participación laboral. Luego, se estima la tasa global de participación (TGP), tanto agregada como desagregada por género. Finalmente, se proyectan la TGP y el crecimiento potencial del PIB.

Como se menciona en la introducción, la evolución de la participación laboral urbana presenta diferencias significativas entre hombres y mujeres en el país. Asimismo, se observan marcadas disparidades de género en los patrones de participación laboral a lo largo del ciclo de vida. El Gráfico 27 ilustra esta dinámica para tres cohortes: nacidos entre 1966 y 1968, nacidos entre 1976 y 1978, y nacidos entre 1986 y 1988. Como se observa en el panel A, no se aprecian diferencias significativas en la participación laboral masculina a lo largo del ciclo de vida en estas cohortes. A los 18 años, la participación masculina es aproximadamente del 53 %, aumentando rápidamente hasta los 25 años, cuando se completa la educación superior. Desde entonces, aumenta ligeramente hasta los 30 años, estabilizándose alrededor del 98 % hasta los 50 años. Posteriormente, se observa un pequeño descenso, posiblemente relacionado con la salida del mercado laboral.

En contraste, las mujeres de cohortes más recientes muestran una mayor participación, como se observa en el panel B. Inicialmente, a los 18 años, la participación femenina era de aproximadamente el 40 % para las mujeres nacidas en las dos primeras cohortes. Al igual que para los hombres, la participación de las mujeres aumenta considerablemente tras completar sus estudios superiores, alcanzando su máximo a los 32 años, con un 85 % de participación en las cohortes más recientes. En cambio, las mujeres de la primera cohorte

tardaron más en incorporarse al mercado laboral, ya que su participación aumentó de forma más gradual. Finalmente, a lo largo del ciclo de vida se evidencian brechas de género en la participación laboral. Otro factor que contribuye a explicar la dinámica de la TGP es el bono demográfico, como se discutió en la sección 1.1 de este artículo. Durante este periodo se observa un mayor crecimiento económico y bienestar general de la población.

Gráfico 27. Participación laboral por ciclo de vida y cohorte, por género, Colombia

2.3.1.1. Estimación de la participación laboral: factores estructurales y cíclicos

Dada la evolución de la participación laboral urbana de hombres y mujeres en el país, es importante identificar los factores estructurales y cíclicos que contribuyen a explicar esta dinámica, así como poder construir escenarios sobre el comportamiento esperado de la TGP en los próximos diez años y medir su efecto en el crecimiento. Con este fin, se estima un modelo de datos de panel de cohortes sintético, siguiendo una especificación similar a la propuesta por Aaronson et al.; 2014)[32]. Este modelo es muy flexible y captura los principales hechos estilizados de la participación laboral que se discutieron: un mayor apego de las mujeres más jóvenes al mercado laboral, diferencias a lo largo del ciclo de vida, un mayor apego de los hombres a todas las edades y la presencia del efecto de trabajador adicional. El modelo incluye un conjunto de variables tanto estructurales como cíclicas (véase Anexo 5).

El vector de variables se construyó a partir de tres fuentes de datos. La fuente primaria son las encuestas de hogares realizadas por el DANE, que ofrecen las series temporales más largas para analizar el empleo, los salarios y las características individuales[33]. Con estas encuestas se construyeron tres tipos de variables: i) las que reflejan el capital humano y, por ende, los retornos de la educación; ii) las que describen la estructura familiar, incluyendo factores que pueden incentivar la participación laboral, como el estado civil, la jefatura del hogar y la presencia de servicio doméstico que permite delegar responsabilidades del hogar. En esta categoría se incorporaron también variables que capturan las necesidades de cuidado de menores, personas con discapacidades que les impide trabajar y adultos mayores, los cuales han representado históricamente un obstáculo para la participación laboral femenina y iii) las que capturan los ingresos no laborales disponibles para financiar la no participación en el mercado laboral. La segunda fuente de información utilizada son las proyecciones de población del DANE, con el fin de considerar los efectos de la migración y la mortalidad. Por último, se incluye la brecha del PIB calculada por el Banco de la República. En el Anexo 5 se presenta el detalle de las variables utilizadas en la estimación.

i) Estimación de la TGP agregada y por género

El panel A del Gráfico 28 presenta las estimaciones de la TGP agregada, mientras que el panel B desagrega por género. Las líneas sólidas representan las series observadas y las líneas punteadas muestran las estimaciones. Como se observa, el ajuste es muy preciso, con pequeñas diferencias para el agregado entre 1988 y 1990.

Gráfico 28. Tasa global de participación estimada y observada, Colombia

ii) Estimación del componente estructural

El Gráfico 29 muestra la evolución de las estimaciones de la TGP estructural. Para calcular estos valores, las variables cíclicas se fijan en cero; por lo tanto, el componente estructural refleja el efecto del capital humano, la estructura de los hogares, los ingresos no laborales, el cambio demográfico y los efectos constantes a lo largo del ciclo de vida y las cohortes de nacimiento. De esta manera, las tendencias observadas en la evolución de la TGP se atribuyen a estos factores estructurales. La TGP estructural de los hombres se mantiene relativamente constante, alrededor del 80 %, entre 1984 y 2004. En el caso de las mujeres, se observa un aumento hasta 2014, año a partir del cual la TGP se mantiene cerca del 64 %. Por lo tanto, se puede dividir el análisis de la evolución de la TGP en dos subperiodos, 1984-2014 y 2014-2024.

Gráfico 29. Componente estructural de la tasa global de participación por género, Colombia

a) Evolución de la TGP estructural 1984-2014

El aumento de la TGP durante el periodo inicial se atribuye principalmente a la creciente integración de la mujer en la fuerza laboral, un fenómeno mundial que se desarrolló a lo largo de la segunda mitad del siglo XX. Según Amador Osuna et al., este proceso fue particularmente significativo en Colombia, donde la TGP pasó de ser la segunda más baja de América Latina en 1980 a la más alta en 2004. Desde que obtuvieron el derecho al voto en 1954, las mujeres colombianas han participado cada vez más en la sociedad.

En las secciones anteriores y en el estudio de Iregui-Bohórquez et al., se resalta que varios factores han impulsado una mayor participación femenina en el mercado laboral. Entre ellos, los avances médicos, como el acceso a anticonceptivos, que han permitido a las mujeres reducir las tasas de fecundidad. Además, el aumento en la educación femenina y los avances tecnológicos, como el acceso a electrodomésticos, que redujeron los costos de participar en el mercado laboral, la mayor disponibilidad de servicios de guardería y los cambios en normas sociales han favorecido esta tendencia. La transición de la economía hacia una mayor importancia del sector servicios, con empleos caracterizados por un menor esfuerzo físico y jornadas laborales más flexibles, facilitó la entrada de las mujeres al mercado laboral y las políticas gubernamentales, como la legislación antidiscriminación, los sistemas de cuotas y las políticas de protección de la familia también han jugado un papel crucial.

Los cambios en la participación de las mujeres en el mercado laboral han resultado en un incremento de los hogares en los cuales ellas son la principal fuente de ingresos. Además, la participación de las mujeres como fuentes de ingreso secundario también ha aumentado significativamente. Por ejemplo, Calderón et al. destacan que, en los hogares desplazados por la violencia, los ingresos de las mujeres son cruciales para financiar el consumo esencial. En conclusión, las mujeres nacidas en las décadas recientes han experimentado un aumento importante de los beneficios y una reducción de los costos de participar en el mercado laboral, lo que les ha permitido acceder a mejores empleos y una mejor carrera laboral.

b) Evolución de la TGP estructural 2014-2024

Durante este periodo, las estimaciones estructurales revelan descensos de la participación en la TGP de 1,20 pp para los hombres y de 0,70 pp para las mujeres, lo que en conjunto implica una reducción de la TGP agregada de 0,91 pp. Este comportamiento se explica por varios factores. En primer lugar, se analiza cuánto es atribuible al envejecimiento (cambio en la composición de la población activa) y cuánto al cambio en las tasas de participación de determinados grupos de edad. Para llevar a cabo este análisis, la población se divide en tres grupos: (1) jóvenes (15-24 años), que están en la fase de decidir sobre su educación y entrada al mercado laboral; (2) los trabajadores en edad productiva (25-54 años); y (3) los trabajadores al final de sus carreras o en edad de jubilación (55 años o más). Siguiendo a Kitagawa (1955) se descompone el cambio en la tasa de participación agregada en la contribución de los cambios en los porcentajes cada grupo etario de población y la contribución de las variaciones de la TGP para cada grupo etario[34].

En el Cuadro 5 se resumen los resultados. La reducción de la TGP agregada entre 2014 y 2024 se explica principalmente por los individuos más jóvenes. Esta disminución se debe, por un lado, al aumento en la matrícula educativa, como lo evidencian Iregui-Bohórquez et al. y Lasso y Ramos (2025) y, por otro, al envejecimiento de la población. Este último factor contribuyó con una caída de 2,72 pp en la TGP agregada.

Cuadro 5 Descomposición del cambio en la TGP por grupos de edad, Colombia, 2014-2024

c) Estimación del componente cíclico

Por su parte, el componente cíclico de la participación se calcula como la diferencia entre las tasas de participación estimada y estructural. El Gráfico 30 muestra la evolución de los componentes cíclicos agregados y por género de la participación laboral. Las fluctuaciones económicas tienen un efecto significativo en dicha participación. En particular, se observa un aumento en la participación después de los periodos de 1991, 1996, 1999 y 2008, identificados por Arango et al. como indicativos de recesiones. En línea con los resultados de este estudio, la participación experimentó un mayor incremento durante las recesiones que durante las expansiones, lo que sugiere que el efecto del trabajador adicional prevalece en la respuesta a las fluctuaciones del ciclo económico.

Gráfico 30. Componente cíclico de la tasa global de participación por género, Colombia

Además, aunque las fluctuaciones económicas tienen un impacto cualitativamente similar en la participación laboral de ambos géneros, existen diferencias de magnitud. La participación de las mujeres tiende a aumentar de manera más pronunciada durante las recesiones económicas. Por ejemplo, tras la recesión de 2008, mientras que la participación de los hombres aumentó aproximadamente 1 pp, la de las mujeres aumentó casi 3 pp. Durante la pandemia, la contracción de la TGP cíclica fue muy marcada: la caída de participación masculina superó los valores históricos, mientras la femenina se alineó con tendencias previas. La recuperación después de 2021 fue más débil que en las crisis anteriores, reflejando la lenta reactivación laboral y los choques tanto nacionales como globales acumulados que limitaron la recuperación económica.

Estos hallazgos coinciden con la evidencia para Colombia que revela un incremento contracíclico de la participación laboral en hogares vulnerables. Lasso (2020) identifica respuestas pronunciadas en miembros secundarios, particularmente aquellos con menor nivel educativo, ante choques económicos. Por su parte, Cardona-Sosa et al. cuantifican un aumento del 9 % al 20 % en la inserción laboral de mujeres casadas y sus hijos tras el desempleo de los jefes de hogar. Ambos estudios refuerzan la hipótesis del trabajador adicional en contextos de bajo capital humano y limitación de activos. Estos resultados concuerdan con el patrón documentado por Bhalotra y Umaña-Aponte (2010) en hogares con características similares, donde los cónyuges y dependientes sin recursos significativos incrementan su actividad laboral ante crisis. Un análisis detallado por género y grupos de edad se puede encontrar en Lasso y Ramos (2025).

2.3.1.2. Proyecciones de la TGP y crecimiento potencial del PIB

Utilizando un enfoque de función de producción se exploran los posibles escenarios de la TGP para la próxima década y se analiza su impacto en el PIB potencial. Se considera que la evidencia en los países avanzados sugiere que la brecha de género no siempre se está cerrando. Por ejemplo, en Estados Unidos, Blau y Kahn (2013) señalan que el proceso de cierre de la brecha de género en la participación laboral se ha estancado debido a la falta de programas sociales que apoyen activamente el empleo femenino. Este hallazgo destaca la importancia de implementar políticas que fomenten una mayor participación de la fuerza laboral femenina e impulsen el crecimiento económico, pero también teniendo en cuenta el costo fiscal que esto implica.

a) Proyecciones de la TGP

Se examinan tres escenarios que proyectan la participación estructural hasta el año 2035. Varios factores influyen en las tendencias futuras de la TGP, como el mayor apego de las mujeres más jóvenes al mercado laboral, el aumento de los logros educativos en las cohortes más jóvenes, el incremento de la esperanza de vida, los patrones migratorios, la evolución de la brecha de género y las tendencias demográficas. La mayoría de estos factores se controlan explícitamente en la especificación del modelo. Aunque el cambio demográfico no se modela en la especificación directamente, se incorpora implícitamente, ya que la participación agregada se calcula como el promedio ponderado de las tasas de participación de cada grupo, donde las ponderaciones reflejan la participación de cada grupo en la población total. Según Aaronson et al., generar proyecciones de la TGP mediante su metodología resulta preferible frente a la extrapolación de series temporales para grupos específicos, dado que en esta última la participación de distintas cohortes puede producir señales inexactas cuando se presentan cambios significativos en la TGP.

El primer escenario, "Envejecimiento", se concentra en el impacto del envejecimiento de la población. Aquí, se supone que la TGP se mantiene constante para cada grupo demográfico en los valores observados en 2024. Así, solo los cambios en la composición de la población impulsan los cambios en la TGP agregada. El segundo escenario, "Base", proyecta la TGP en condiciones similares a las observadas en los últimos años. Se fija los valores de los factores estructurales en los valores medios observados entre 2023 y 2024. Los efectos de cohorte (τ_c) para los nuevos entrantes en el mercado laboral se fijan en el promedio de los diez años

observados.

Por último, el escenario "Mayor TGP femenina" explora el impacto de cerrar la brecha de género en la TGP hasta en un 50 % de su valor en 2024, lo que la ubicaría en 2035 en el 72 %, consistente con la evidencia reciente de la TGP en los países de la OECD[35]. Este objetivo de reducción refleja la naturaleza gradual de tales cambios y la necesidad de políticas de acompañamiento que incentiven la participación laboral femenina (Blau y Kahn, 2013).

El Gráfico 31 prevé que el envejecimiento de la población (línea verde) reducirá la TGP agregada en 0,84 pp en los próximos once años. Este descenso se debe principalmente a una disminución de 1,74 pp en la participación femenina. Dado que la participación femenina disminuye notablemente con la edad, el aumento de la proporción de mujeres mayores en la población reduce la participación agregada. En este escenario, la participación masculina se mantiene relativamente estable, con un descenso de solo 0,08 pp. El escenario "Base" muestra una disminución menor, de 34 puntos básicos (pb). Aunque la participación femenina disminuye en 1,69 pp, la masculina aumenta en 0,92 pp. Por último, el escenario "Mayor TGP femenina" anticipa un aumento de la participación femenina de 7,84 pp, mientras que la participación masculina se mantiene similar a la del escenario de referencia. Este último escenario resulta en una brecha de género de 9,16 pp en la TGP.

Gráfico 31. Proyecciones de la tasa global de participación bajo tres escenarios, Colombia, 2024-2035

Por último, se evalúa el efecto sobre el crecimiento del PIB potencial de una mayor participación femenina con respecto al escenario "Base". Para este fin, se estima una función de producción tipo Cobb-Douglas, siguiendo el enfoque propuesto por Cobo (2005)[36].

El Gráfico 32 muestra las tasas de crecimiento anual del PIB potencial en ambos escenarios. En el escenario "Base", el crecimiento del PIB potencial se sitúa inicialmente por debajo de su tendencia a largo plazo por varios factores, entre ellos el malestar social de 2019, la pandemia y la lenta recuperación posterior debido a las interrupciones de las cadenas internacionales de transporte en 2021, la guerra en Ucrania y factores nacionales, como el paro camionero de 2022. Además, la inversión pública también estuvo en registros bajos en 2023 y 2024. Todos estos factores han deteriorado la inversión y el crecimiento potencial. Así, en el escenario de referencia, el crecimiento del PIB potencial converge gradualmente al 3,33 % en 2035.

Gráfico 32. Crecimiento del PIB potencial bajo escenarios base y mayor participación femenina, Colombia, 2024-2035

En el escenario de una mayor participación femenina, el crecimiento económico sigue un patrón creciente similar. Sin embargo, el crecimiento del PIB potencial es 41 pb superior en 2035 en comparación con el escenario de referencia. Así, se estima que las ganancias entre 2024 y 2035 suponen un crecimiento del PIB potencial 4,5 pp superior en el escenario con una mayor participación de la mano de obra femenina. En términos per cápita, el beneficio de una mayor participación femenina es similar. En 2035, mientras que en el escenario de

referencia el crecimiento potencial per cápita es del 2,9 %, una mayor participación femenina eleva el crecimiento anual hasta el 3,31 %. Estos resultados destacan los beneficios económicos de implementar políticas que promuevan una mayor integración de las mujeres en el mercado laboral.

2.3.2. Brechas en participación laboral regional

En este artículo se ha señalado que, aunque la participación laboral femenina en Colombia ha experimentado un notable crecimiento desde mediados del siglo XX, persisten brechas de género significativas y una notable heterogeneidad entre las diferentes regiones del país[37]. Por ejemplo, algunas regiones muestran brechas de género en participación laboral mucho más amplias que Bogotá. En 2016, la región Caribe registró una brecha de 29,9 pp, en comparación con los 21,7 pp observados en Bogotá (). Estas disparidades indican que los factores que determinan la participación laboral femenina varían según la región. Algunas de estas diferencias se deben tanto a las composiciones demográficas y educativas como a factores socioculturales locales, entre ellos, altas tasas de mujeres desalentadas laboralmente y normas tradicionales. Por otro lado, las grandes ciudades como Bogotá, que tienen una mayor demanda de mano de obra calificada, servicios de apoyo al cuidado y actitudes más igualitarias, muestran brechas más reducidas.

Por lo tanto, es importante analizar estas brechas de género desde un enfoque regional. Para ello, se emplean datos microeconómicos recientes y una metodología de descomposición cuantitativa. Se utiliza la adaptación del método Blinder-Oaxaca para modelos no lineales, propuesta por Yun (2004), denominada en adelante como Blinder-Oaxaca-Yun (BOY). La técnica de descomposición permite distinguir el papel que desempeñan las diferencias en características observables (como el nivel educativo, la composición del hogar o la carga de cuidados) de aquellas diferencias en los retornos o efectos asociados a dichas características, que reflejan factores no observables como normas de género, discriminación o barreras institucionales. En términos analíticos, el componente "explicado" (o atribuible a las dotaciones) cuantifica la proporción de la brecha que puede atribuirse a que hombres y mujeres difieren, en promedio, en sus características observables. Por ejemplo, si las mujeres presentan un nivel educativo promedio más alto, este componente mide en qué medida esa ventaja educativa contribuye a explicar la brecha de participación laboral entre géneros.

Por su parte, el componente "no explicado" (o atribuible a los coeficientes) recoge la parte residual de la brecha, es decir, las diferencias en los retornos o efectos que hombres y mujeres obtienen por las mismas características. Este componente suele interpretarse como un indicador de factores estructurales y no observados (como las normas sociales, las barreras institucionales o la discriminación en el mercado laboral), ya que representa la fracción de la brecha que persistiría incluso si las mujeres tuvieran las mismas dotaciones que los hombres[38]. Además, se incluye explícitamente el papel del tiempo dedicado al trabajo no remunerado, un factor que hasta ahora no ha sido explorado en profundidad en investigaciones previas sobre microdescomposiciones.

Este análisis emplea los microdatos de encuestas nacionales recientes. Como insumo principal se utiliza la ENUT del DANE, en sus cortes 2012-2013, 2016-2017 y 2020-2021, que permiten cuantificar el tiempo dedicado al trabajo no remunerado. El estudio se centra en la

población en edad de trabajar (15 a 64 años) y se realiza con desagregación para cinco regiones definidas por la ENUT (Caribe, Central, Oriental, Pacífica, Bogotá), señalando la no disponibilidad de datos para Orinoquía-Amazonía.

En particular, para cuantificar la brecha de participación laboral de género, se estima un modelo Probit en el que la variable dependiente indica si el individuo está económicamente activo (1) o no (0). El modelo se específica en función de variables explicativas (X) que incluyen factores demográficos y socioeconómicos individuales y del hogar[39]. Entre las covariables individuales se encuentran la edad (considerada de forma lineal y cuadrática), el nivel educativo, la presencia de pareja o cónyuge y el número de hijos menores de 6 años. A nivel del hogar, se tiene en cuenta la tasa bruta de desempleo de otros miembros (calculada como desempleados/PET), la cual se espera que incremente la probabilidad de participación individual (Arango y Posada, 2003). Asimismo, se incluye un indicador binario de riqueza del hogar, basado en la propiedad de vivienda, el estrato socioeconómico o el ingreso per cápita, que tendería a reducir la probabilidad de participación al elevar el salario de reserva (Arango et al.). En las especificaciones que utilizan datos de la ENUT, se considera además la cantidad de horas semanales dedicadas al trabajo no remunerado de cuidado y del hogar. Los modelos Probit se estiman de manera independiente para cada una de las cinco regiones y para cada sexo. Esta estimación desagregada es esencial para capturar la heterogeneidad de los efectos, ya que, por ejemplo, como se mostró en la sección 2.2, el impacto de tener un hijo varía significativamente entre los sexos[40]. Una vez estimados los modelos probabilísticos, la brecha observada en la tasa de participación se descompone en dos componentes principales: uno explicado, atribuible a las diferencias en las características observables (dotaciones), y otro no explicado, atribuible a las diferencias en los coeficientes o retornos de esas características.

2.3.2.1. Resultados

a) Descomposición de las brechas en participación

El análisis de las brechas de participación laboral por género revela desigualdades persistentes en diferentes contextos como áreas urbanas, rurales y entre grupos étnicos. El Cuadro 6 presenta los resultados con y sin la inclusión del tiempo de trabajo no remunerado, lo cual permite examinar su impacto.

Cuadro 6 Descomposición de la brecha de participación laboral urbana por género, Colombia

En el panel A se muestran los resultados de la brecha para diversos años; por ejemplo, en 2021 se registró una brecha nacional urbana en contra de las mujeres de 32,7 pp, siendo la región Caribe la más desigual (38,6 pp) y Bogotá la de menor brecha (28,7 pp). En este contexto, el componente explicado es reducido (6,4 pp a nivel nacional), mientras que el componente no explicado representa más del 80 % de la brecha total. En estos entornos urbanos, donde los niveles educativos femeninos son, en promedio, superiores a los masculinos, la persistencia de la brecha en el componente no explicado sugiere la influencia de factores como segmentación ocupacional, los sesgos de contratación y el impacto de la maternidad en la trayectoria laboral (sección 2.2, Goldin, 2014).

Por otro lado, el panel B presenta los resultados para las áreas urbanas, incorporando el trabajo no remunerado. La brecha nacional urbana en contra de las mujeres en 2021 se mantiene en 32,6 pp; sin embargo, al incorporar el trabajo no remunerado, la magnitud del componente explicado aumenta de 6,4 a 15,5 pp. En Bogotá, también se observa un incremento en el componente explicado, que pasa de 8,2 a 15,0 pp. Estos resultados subrayan que la carga del trabajo de cuidado constituye una fuente significativa de desigualdad en la participación laboral femenina, explicando una parte importante de la brecha observada, incluso en contextos urbanos más desarrollados. En contraste, las zonas rurales presentan brechas de género más amplias en la participación laboral y una dinámica diferenciada[41].

El Cuadro 7 muestra estos resultados al incluir el tiempo de trabajo no remunerado. La brecha total en áreas rurales en contra de las mujeres es de 52,6 pp, con un componente explicado considerable de 20,8 pp. Esto confirma que la sustancial carga de trabajo productivo y de cuidado no remunerado en el ámbito rural explica una parte significativa de la menor participación de las mujeres en el mercado laboral remunerado. Pese a ello, el componente no explicado supera los 30 pp, lo que señala la persistencia de factores estructurales adicionales.

Cuadro 7 Descomposición de la brecha de participación laboral rural por género, Colombia

Por su parte, el Cuadro 8 examina la situación de los individuos pertenecientes a grupos étnicos (afrodescendientes e indígenas). Entre 2013 y 2021, las regiones Caribe y Pacífica exhiben brechas persistentes en la participación de las mujeres pertenecientes a minorías étnicas, con una leve reducción en los componentes explicados y un aumento relativo en los no explicados. En ambos casos, las diferencias totales se mantienen elevadas (alrededor de 35 pp en 2013 y superiores a 38 pp en 2021), lo que indica que las mejoras en las dotaciones observables han tenido un efecto limitado sobre la convergencia en la participación laboral. En el Caribe, la brecha alcanza 38,7 pp en 2021, con un componente no explicado de 30,8 pp, mientras que en la región Pacífica asciende a 39,6 pp, con 32,6 pp atribuibles a factores no observados. La magnitud y persistencia de estos componentes no explicados sugiere la influencia de mecanismos estructurales y posiblemente discriminatorios de carácter interseccional. Estos resultados coinciden con la evidencia previa sobre la vulnerabilidad laboral de las mujeres pertenecientes a minorías étnicas (Crenshaw, 1991; CEPAL, 2023).

Cuadro 8 Descomposición de la brecha de participación laboral de minorías étnicas por género, Colombia

El análisis de las brechas de participación laboral en Colombia muestra que el componente no explicado predomina en todos los dominios, lo que sugiere que las desigualdades no se deben principalmente a diferencias observables, sino a factores estructurales y sistémicos que penalizan a las mujeres. Al incluir el trabajo no remunerado en el análisis, una parte de la brecha se vuelve explicable, especialmente en mujeres rurales y étnicas, en línea con la literatura sobre economía del cuidado (Elson, 1999; Folbre, 2006). Estos resultados confirman que la mayor dedicación femenina al cuidado limita su participación laboral, y que políticas de redistribución del cuidado y conciliación podrían reducir la brecha (Frisancho et al., 2023).

Como se ha mencionado en esta sección, el diseño de estas políticas debe abordar simultáneamente el reconocimiento del trabajo no remunerado y la eliminación de barreras estructurales que restringen la inserción y permanencia laboral de las mujeres. Se destaca también una fuerte heterogeneidad regional: regiones como el Caribe exhiben brechas más amplias por la combinación de condiciones económicas adversas y normas de género más tradicionales (Otero-Cortés et al.). Además, el aumento del componente no explicado entre 2013 y 2021 sugiere un retroceso en la equidad de género, probablemente acentuado por los efectos de la pandemia en el empleo femenino (Frisancho et al., 2023; OIT, 2024).

b) Contribución de las covariables a las brechas de participación

Al descomponer las brechas según el aporte de cada covariable, se observan heterogeneidades notables. En las áreas urbanas, la escolaridad suele ser alta y similar entre géneros, por lo que, en el componente explicado, la educación no contribuye de manera significativa a la brecha, como se muestra en el panel A del Gráfico 33. En el mismo panel, se destaca que la barra azul, correspondiente al trabajo no remunerado, es amplia y positiva, lo que refleja que las mujeres realizan significativamente más trabajo doméstico que los hombres.

Gráfico 33. Contribución de covariables a la brecha de participación laboral urbana por género, Colombia

El análisis muestra que dedicar más tiempo al cuidado reduce la probabilidad de participar en el mercado laboral. Como las mujeres destinan más horas al trabajo no remunerado que los hombres, la diferencia en el tiempo dedicado al cuidado tiene un impacto negativo sobre la brecha de participación laboral. En la descomposición, este resultado se traduce en que el componente asociado al trabajo no remunerado contribuye a que la participación femenina sea menor que la masculina, es decir, amplía la brecha en perjuicio de las mujeres[42].

En las áreas urbanas, el componente no explicado domina la brecha de participación, aun cuando la escolaridad femenina es comparable o superior a la masculina. Ello indica que igualar dotaciones no garantiza convergencia en participación si persisten retornos diferenciales y restricciones no observadas. La inclusión explícita del tiempo de cuidado traslada una fracción de la brecha al componente explicado (mostrando que parte de lo "inexplicado" era omisión de cuidado), pero deja un remanente sustantivo que reafirma la naturaleza estructural de las desventajas en contextos urbanos profundos.

Algunos factores, como el impacto de la maternidad en la trayectoria laboral, la segmentación ocupacional y los sesgos en contratación, son candidatos plausibles para explicar por qué, a igual educación, las mujeres tienen menores probabilidades de participación efectiva. En particular, la evidencia documenta que la segregación sectorial/ocupacional concentra la inserción femenina (incluida la de mujeres educadas) en pocos nichos de servicios, restringiendo alternativas y generando brechas de retornos aun con dotaciones similares; además, estrategias de crecimiento que no expanden con suficiente rapidez los "empleos apropiados" para mujeres producen un desajuste entre la mayor oferta femenina educada y la demanda laboral disponible, con estancamiento de su participación y retornos persistentemente inferiores (Klasen, 2019).

En el ámbito rural, la escolaridad femenina es menor que en el ámbito urbano. Sin embargo, en el Gráfico 34 se observa que la educación tiende a contribuir menos que otros factores. Aunque la menor escolaridad rural podría aumentar la brecha explicada, su efecto relativo suele ser menos evidente que el del trabajo doméstico (panel A) o la presencia de pareja en el hogar.

Gráfico 34. Contribución de covariables a la brecha de participación laboral rural por género, Colombia

El trabajo doméstico no remunerado es el factor más relevante en las zonas rurales, lo que sugiere que contribuye significativamente a la brecha de participación laboral en estas áreas (Gráfico 34, barras verdes del panel A). Este hallazgo no resulta sorprendente considerando que en Colombia las mujeres rurales trabajan en promedio 12 horas y 42 minutos al día, de las cuales el 62 % corresponde a labores no remuneradas. En contraste, los hombres rurales trabajan 11 horas y 31 minutos diarios, dedicando solo el 27 % de ese tiempo a tareas no remuneradas (DANE, 2020b). Preocupa especialmente que estas responsabilidades comienzan a edades tempranas, entre los 5 y 17 años. Según ANIF (2025), en las zonas rurales, por cada niño que participa en trabajos domésticos y de cuidado no remunerados, cinco niñas también lo hacen. Asimismo, la brecha por presencia de pareja en el hogar es considerable en el ámbito rural, tanto en el componente explicado como en el no explicado. Tener cónyuge contribuye a ampliar las brechas de participación laboral en perjuicio de las mujeres. En las zonas urbanas, aunque se observan patrones similares, el impacto de esta variable es menor.

Por otro lado, en las zonas rurales, aunque el trabajo doméstico no remunerado explica una parte considerable de la brecha de participación laboral, el componente no explicado continúa siendo amplio. Esto sugiere que, además de las composiciones familiares y las responsabilidades de cuidado, existen barreras estructurales que restringen la participación de las mujeres. Entre estas barreras se encuentran la escasa disponibilidad de empleos formales cercanos, las limitaciones en el transporte, las normas locales de género y los arreglos productivos agropecuarios, en los que los jornaleros suelen ser predominantemente hombres (Klasen, 2019). La persistencia del componente no explicado indica que las políticas centradas exclusivamente en mejorar las dotaciones, como la educación, son necesarias pero no suficientes si no se acompañan de mejoras en los servicios de cuidado, la movilidad y las condiciones de empleabilidad en el ámbito rural.

Por último, entre los grupos de minorías étnicas (indígenas y afrodescendientes) también se observan brechas en educación[43]. Se ha documentado que, al comparar los niveles educativos entre diferentes grupos poblacionales, la población indígena, y en particular sus mujeres, presentan los indicadores más bajos, en promedio, en relación con las personas afrodescendientes y la población no étnica. No obstante, en el nivel educativo superior, las mujeres de los tres grupos étnico-raciales muestran porcentajes de participación más altos que los hombres (DANE, 2023). Consistente con ello, las disparidades de género en participación laboral no parecen deberse a las diferencias en la dotación de educación (Gráfico 35, panel A) sino a los retornos a esos atributos (panel B).

Gráfico 35. Contribución de covariables a la brecha de participación laboral de minorías étnicas, Colombia

La presencia de pareja o cónyuge también se asocia con efectos negativos persistentes sobre la participación laboral de las mujeres, aunque de menor magnitud que los derivados del trabajo doméstico no remunerado. En particular, para la variable de pareja los resultados del panel A del Gráfico 35, indican que esta condición se traduce en una menor probabilidad de participación laboral femenina en comparación con la masculina. En todos los dominios y años analizados, el trabajo no remunerado es el componente que más contribuye a ampliar la brecha explicada. Las mujeres de grupos étnicos, al igual que el resto de la población femenina, asumen de manera desproporcionada las labores domésticas y de cuidado, lo que reduce su disponibilidad para participar en el mercado laboral remunerado. Este patrón es consistente con la literatura sobre economía del cuidado, que señala que las mujeres afrocolombianas e indígenas enfrentan una carga doméstica especialmente elevada, influenciada por la pobreza multidimensional, el acceso limitado a servicios públicos y las normas culturales tradicionales (Gontero y Vezza, 2023).

En la población indígena y afrodescendiente, el componente no explicado permanece elevado aun tras incluir el trabajo de cuidado (Gráfico 35, panel B). Este resultado es coherente con efectos interseccionales (género y etnicidad), donde convergen segmentación territorial del empleo, menor acceso a redes laborales y, posiblemente, discriminación. El hallazgo sugiere que, más allá de las dotaciones, las mujeres de minorías étnicas enfrentan retornos sistemáticamente inferiores y por ello quizá requieran de políticas diferenciales para mejorar las tasas de participación laboral.

En síntesis, en Colombia la brecha de participación laboral por género se manifiesta de forma consistente en todos los dominios analizados, nacional, urbano/rural y grupos étnicos, con un predominio del componente no explicado. Esto indica que las diferencias en las tasas de participación entre hombres y mujeres no obedecen principalmente a variaciones en características observables, como la educación o la edad, sino a factores estructurales y no medidos que afectan de manera desproporcionada a las mujeres.

La educación, dentro del componente explicado, no representa una desventaja para las mujeres: las brechas educativas se han cerrado o incluso revertido a su favor (véase sección 1.2). No obstante, en el componente no explicado, la educación contribuye a ampliar la brecha, indicando que las mujeres no obtienen los mismos beneficios en términos de participación laboral que los hombres con niveles educativos similares. El tiempo dedicado al trabajo no remunerado, como las tareas domésticas y de cuidado, emerge como una de las variables más significativas en el componente explicado de la brecha de participación. Las mujeres dedican considerablemente más horas a estas actividades que los hombres, lo que limita su disponibilidad para el empleo remunerado (véase sección 2.1). Incorporar explícitamente la variable de horas de trabajo no remunerado en los modelos de análisis permite explicar una porción de la brecha que anteriormente se atribuía a factores no observados. Esto subraya la necesidad de medir y considerar el trabajo doméstico no remunerado en los estudios sobre desigualdad de género en el mercado laboral.

2.4. Brechas de género en salarios urbanos y regionales

En la sección anterior se evidenció que persisten brechas significativas en la participación laboral entre mujeres y hombres, tanto a nivel nacional como regional. La brecha salarial entre mujeres y hombres es un fenómeno persistente en muchas economías y, si bien parte de esta puede atribuirse a diferencias en características laborales y sociodemográficas, en esta sección se mostrará cómo subsiste un componente no explicado de magnitud considerable (Blau y Kahn, 2017). Para ello, resulta pertinente examinar la magnitud y la dinámica de la brecha salarial en el país. Con este propósito, en esta sección se estima la brecha salarial de género en Colombia y se descompone con el fin de analizar sus determinantes y su evolución entre 2007 y 2024.

Como se verá, las brechas salariales no condicionadas se han reducido de manera significativa durante el periodo analizado. Esta dinámica se explica, en gran medida, por el aumento en los niveles educativos de las mujeres en comparación con los hombres, así como por cambios demográficos, como la reducción en la fecundidad, que han favorecido una mayor participación laboral formal femenina, tal como se evidenció en la sección 2.3. Estos factores también contribuyen a la tendencia descendente en la brecha salarial observada en los últimos años (Jaramillo-Echeverri, 2024a, 2024b). Sin embargo, a pesar de estos avances, al realizar una descomposición de las brechas salariales controlando por las características observables de hombres y mujeres, se encuentra que el sesgo de género, o componente no explicado (comúnmente asociado a discriminación), persiste. En efecto, al comparar mujeres con hombres idénticos en todas las dimensiones medibles, se observa que la remuneración femenina es, en promedio, aproximadamente un 13 % más baja.

2.4.1. Metodología

Los ejercicios presentados en esta sección corresponden a descomposiciones de la brecha de género en el periodo 2007-2024, basadas en las metodologías de Blinder (1973), Oaxaca (1973) y Ñopo (2008). La técnica de Oaxaca-Blinder descompone la diferencia promedio observada en los salarios en dos componentes. El primero corresponde a la parte de la brecha que puede atribuirse a diferencias en características observables entre hombres y mujeres, como el nivel educativo, la experiencia laboral y la ocupación, entre otros factores relevantes. El segundo, que corresponde al sesgo de género, es la parte de la brecha salarial que se explica por diferencias en los retornos de las diferentes características observadas, y por tanto no puede atribuirse a características observables (o factores no medidos que afectan de manera diferente a hombres y mujeres). Formalmente, esta descomposición se puede expresar de la siguiente forma:

(1)

donde y corresponden al ingreso laboral real observado por hora de mujeres y hombres, respectivamente. y son vectores que recogen características promedio de mujeres y hombres, y y son los coeficientes estimados de retornos para las distintas características de mujeres y hombres. Así, el primer término refleja la parte explicada por diferencias en características observadas, mientras que el segundo término corresponde al sesgo de género, o las diferencias en los retornos.

Por su parte, la metodología de Ñopo (2008) realiza una descomposición similar, pero utiliza el método de emparejamiento (*matching*) para garantizar el supuesto de soporte común, comparando así mujeres y hombres con características mucho más similares. En este caso, la brecha observada de ingresos laborales se descompone en cuatro componentes:

(2)

donde representa el componente explicado por diferencias en características (dentro del soporte común); el componente explicado por diferencias en retornos (dentro del soporte común), y y corresponden a los componentes explicados por características de los hombres y mujeres fuera del soporte común, respectivamente. Nótese que, si las poblaciones de hombres y mujeres son similares en sus características, la estimación de Oaxaca-Blinder es idéntica a la de Ñopo, donde , y .

Las ecuaciones (1) y (2) presentan la brecha observada: , esta brecha corresponde a la diferencia en salarios entre hombres y mujeres sin tener en cuenta sus características individuales. No obstante, los componentes de la descomposición de dichas brechas consideran las características observables de hombres y mujeres y analizan las diferencias salariales de acuerdo con dichas características. De esta manera, son estos componentes los elementos de interés en esta sección y, en especial, el componente de diferencias en retornos, o , que la literatura asocia con un sesgo de género. Como se mostrará en las estimaciones este componente sigue siendo significativo y negativo cercano al 13 % (en el área urbana), indicando un retorno menor en las mujeres frente a los hombres con características similares.

Existen algunos estudios que han utilizado estas metodologías para estimar la brecha en salarios en Colombia entre la década de los noventa y principios de siglo XXI. Uno de los primeros trabajos es el de Tenjo et al., quienes encuentran que, a pesar de la creciente acumulación de capital humano y la participación laboral de las mujeres, la brecha salarial en favor de los hombres es persistente y se explica principalmente por diferencias en los retornos[44]. Los resultados tienden a ser similares con descomposiciones de Ñopo, que emplea emparejamiento (*matching*) para garantizar grupos de comparación más homogéneos. Por ejemplo, Hoyos et al. encuentran que hasta mediados de la primera década del siglo persisten brechas relativamente altas, explicadas principalmente por los menores retornos observados en las mujeres frente a los hombres, es decir el componente . Otros estudios han estimado las brechas de salarios en distintos puntos de la distribución de ingresos utilizando regresiones cuantílicas. En general, la evidencia para Colombia muestra que las brechas en favor de los hombres tienden a ser mayores en personas con bajos ingresos, así como en la parte alta de la distribución, reflejando posibles "techos de cristal" (Fernandez, 2006; Bernat, 2007; Badel y Peña, 2010; Abadía y de la Rica, 2011). Finalmente, otros autores han explorado factores institucionales y culturales que explican la persistencia en las brechas salariales en favor de los hombres, como es el caso de la licencia de maternidad (Ribero y Meza, 1997; Tribin et al.; Villa et al.) y el rol de las mujeres en el cuidado de los hijos (Olarte y Peña, 2010; García et al.).

Para la estimación de los salarios se recurre a los microdatos de la GEIH correspondientes al periodo 2007-2024, que brinda una serie de observaciones anuales suficientemente amplia

para analizar las tendencias de mediano y largo plazo[45]. Los salarios se calculan en términos reales (es decir, son deflactados por el índice de precios al consumidor [IPC]) y por hora trabajada. Para tener estimaciones más precisas de la brecha de salarios, el análisis se concentra en aquellas personas que trabajan tiempo completo[46]. Para realizar una descomposición de la brecha salarial por hora condicionada, como lo sugiere Oaxaca-Blinder (1973) y Ñopo (2008), se utilizan las principales variables sociodemográficas como son: edad, escolaridad, experiencia laboral, número de menores en el hogar, sector económico, ciudad, oficio, y tamaño de la empresa. De esta forma, se separa la diferencia en salarios atribuible a las diferencias en características, de aquella atribuible a diferencias en los retornos (o sesgo de género).

2.4.2. Resultados

El Gráfico 36 presenta la descomposición de la brecha salarial real por hora, calculada con base en la metodología de Oaxaca-Blinder, para el agregado urbano (líneas continuas) y el agregado nacional (líneas punteadas). Lo primero que se debe destacar es que la brecha salarial real por hora no condicionada (líneas rojas) entre hombres y mujeres ha disminuido significativamente desde el año 2013, siendo positiva en 2024 para el agregado nacional y prácticamente cerrada en el agregado urbano.

Gráfico 36. Descomposición de la brecha salarial real por hora (metodología Oaxaca-Blinder), Colombia, 2007-2024

Esta reducción en la brecha no condicionada, tanto a nivel urbano como nacional, se explica principalmente por la disminución del sesgo de género, medido como la brecha atribuible a diferencias en los retornos (líneas azules). No obstante, a pesar de esta mejora, dicho componente sigue siendo negativo: en 2024, representa un 13 % para el agregado urbano y un 15,6 % para el agregado nacional. Esto indica que las mujeres continúan recibiendo menores retornos (-13 % o -15,6 %) en comparación con hombres de características similares.

Además, como lo ha documentado la literatura, el componente atribuible a las diferencias en características (líneas verde claro) también ha contribuido a la reducción de la brecha salarial observada durante el periodo analizado, especialmente entre 2018 y 2021, cuando este componente aumentó significativamente a favor de las mujeres, en particular en el agregado nacional. En otras palabras, las mujeres han mejorado sus características laborales en relación con los hombres y, en ausencia de sesgo en los retornos, sus salarios serían superiores en aproximadamente 14,1 % en el agregado urbano y 19,2 % en el agregado nacional para el año 2024.

El Gráfico 37 presenta la descomposición de la brecha salarial real por hora calculada con base en la metodología de Ñopo (2008). Como se observa, el componente asociado a las diferencias en características es similar al estimado mediante el método de Oaxaca-Blinder, mostrando una brecha positiva a favor de las mujeres para 2024: 9,1 % para la zona urbana y 13,4 % para el agregado nacional. Por otro lado, el componente de diferencias en retornos , que refleja el sesgo de género, muestra una reducción significativa durante el periodo analizado. Sin embargo, en 2024 este componente es levemente superior en términos

absolutos (-15,4 % urbano y -16,8 % nacional) al estimado con la metodología Oaxaca-Blinder. El componente , que representa el aporte de las características de los hombres fuera del soporte común, es positivo. Esto indica que estos reciben salarios inferiores a los del grupo de soporte común, lo cual ayuda a reducir la brecha en salarios en favor de las mujeres. Finalmente, el componente es cercano a cero, lo que sugiere que las mujeres, tanto por fuera como por dentro del soporte común, reciben salarios similares. Cabe destacar que las diferencias en retornos o componente , son mayores en el agregado nacional frente al agregado urbano. Tal como se muestra en el Anexo 7, este aumento se explica principalmente por el comportamiento del agregado de Otras cabeceras y zonas rurales. En estos dominios, las poblaciones de hombres y mujeres presentan menor equilibrio en términos de estructura sectorial y ocupacional, con una menor participación femenina, lo que incrementa el sesgo de selección. Por esta razón, en adelante el análisis se centrará exclusivamente en las estimaciones correspondientes a la población del dominio urbano.

Gráfico 37. Descomposición de la brecha salarial real por hora (metodología Ñopo), Colombia, 2007-2024

La metodología de Oaxaca-Blinder permite descomponer el componente de diferencias en retornos o sesgo de género, según distintas características, lo que facilita identificar cuáles de ellas tienen mayor peso en la explicación de los cambios observados en dicho sesgo (Gráfico 38). Los retornos a la educación, que han sido positivos desde el inicio del periodo analizado, constituyen el factor que más ha aumentado en el dominio urbano. En consecuencia, la mayor remuneración asociada a la educación femenina ha sido el principal elemento que ha contribuido a reducir las diferencias en retornos y, por ende, la brecha salarial en general. Por otro lado, la edad es el factor que más contribuye a ampliar las diferencias en retornos, especialmente en el grupo de edad fértil (entre 25 y 35 años). Este resultado está en línea con la desventaja laboral asociada a la maternidad, como se discutió en la sección 2.2 y ha sido documentado en la literatura (Gamboa y Zuluaga, 2013; Kleven et al.; Cukrowska-Torzewska y Matysiak, 2020). Finalmente, cabe destacar que la constante también representa uno de los mayores componentes que contribuye a aumentar las diferencias en los retornos y que puede estar asociado a factores que no estamos midiendo en la estimación[47].

Gráfico 38. Descomposición del sesgo de género en la brecha salarial por características, Colombia, 2007-2024

Al analizar el comportamiento de las brechas urbanas a lo largo de la distribución de ingresos (Gráfico 39), se encuentra que el componente de diferencias en los retornos , o sesgo de género, tiende a ser más negativo en los extremos de la distribución, mientras que en el centro las diferencias en retornos son considerablemente menores. Más aún, la fuerte reducción que se ha registrado durante los últimos años en el sesgo de género se explica principalmente por cambios en los retornos en la cola izquierda de la distribución, que es la de personas con menores ingresos. Lo anterior puede estar reflejando el rol igualador del salario mínimo, que tiene su mayor incidencia entre los percentiles 40 y 50 de la distribución. En contraste, se ven pocos cambios en la cola derecha, lo cual es consistente con persistencias en los *techos de cristal* también evidenciados en la literatura para Colombia

(Bernat, 2007; Abadía y de la Rica, 2011; Fernandez, 2006; Badel y Peña, 2010 y Recuadro 3 de este número).

Gráfico 39. Brecha salarial de género a lo largo de la distribución de ingresos, Colombia, 2007-2024

Para profundizar en los factores que explican la notable reducción en la brecha salarial urbana observada durante el periodo analizado, se estiman modelos diferenciados según la posición ocupacional de los individuos y la presencia de menores en el hogar (Gráfico 40). El panel A presenta la descomposición de las brechas mediante la metodología de Oaxaca-Blinder. Lo primero que resalta es que la brecha observada para el total de asalariados es positiva o cercana a 0 en 2024, mientras que para los trabajadores independientes o no asalariados esta brecha es negativa, aunque menor a la observada en el 2007. Por otro lado, mientras que en el grupo de asalariados (con y sin menores) las diferencias en características contribuyen a reducir la brecha, en el caso de los independientes, sus características amplían aún más la disparidad en salarios. En este sentido, el componente de diferencias en retornos, o sesgo de género, que es negativo en ambos grupos, es mucho más grande para los trabajadores independientes. La menor brecha entre los trabajadores asalariados podría deberse al impacto positivo de la formalización laboral. De hecho, la reducción de la brecha que se observa a partir del 2013 coincide con los esfuerzos de formalización implementados con la reforma tributaria de 2012 y con programas más recientes, como el Programa de Apoyo al Empleo Formal (PAEF), implementados durante la pandemia (Otero et al.).

Gráfico 40. Descomposición de la brecha salarial por posición ocupacional y presencia de menores, Colombia

Asimismo, las brechas tienden a ser menores en personas sin hijos, como se observa en el Gráfico 40, lo que es consistente con la desventaja que tiene la maternidad en términos laborales (véase sección 2.2). El panel B presenta los resultados obtenidos con la metodología de Ñopo (2008), que arroja estimaciones del componente de diferencias en retornos o sesgo de género, muy similares a las obtenidas con el enfoque de Oaxaca-Blinder.

Finalmente, el Gráfico 41 presenta la descomposición de la brecha salarial por regiones en el área urbana. En primer lugar, es importante señalar que la brecha observada en 2024 muestra una reducción significativa en todas las regiones frente al observado en 2007 (paneles A y B). Mientras que en 2007 las ciudades capitales de las regiones Caribe, Oriental y Pacífica presentaban brechas salariales negativas considerablemente mayores que las observadas en la región Central y Bogotá, en 2024 se evidencia una reducción sustancial y una convergencia regional hacia una brecha cercana al 0 %.

Gráfico 41. Descomposición de la brecha salarial por regiones en el área urbana, Colombia, 2007-2024

A pesar de esta importante reducción en las brechas salariales observadas en 2024, el componente de diferencia en retornos, o sesgo de género, continúa siendo negativo, con

valores cercanos al 15 % en las ciudades capitales del Caribe y la región Oriental. En contraste, la región Central, Pacífica y Bogotá presentan diferencias en sus retornos cercanas al 12 %. El panel B muestra las estimaciones obtenidas mediante la metodología de Ñopo (2008), las cuales reflejan resultados similares en términos del componente o sesgo de género.

2.5. Brecha de género en la protección económica en la vejez de las mujeres

La transición demográfica global ha llevado a un envejecimiento de la población y Colombia no es la excepción (véase sección 1.1). Para 1950, solo el 3,5 % de la población colombiana tenía más de 65 años; mientras que para 2025 se proyecta que este porcentaje se encuentre alrededor del 11 %, y alcance el 29 % en 2070. Esta tendencia se acentúa en el caso de las mujeres, para quienes se proyecta que en 2070 el 31 % de la población femenina tendrá más de 65 años (DANE, 2023). Ante el rápido envejecimiento poblacional, es crucial desarrollar políticas públicas que apoyen adecuadamente a la población mayor. En este contexto, diseñar políticas para reducir la vulnerabilidad económica de las personas mayores es un desafío significativo debido a los problemas de equidad, cobertura y sostenibilidad financiera del sistema previsional (Becerra, García-Huitrón y González-Velosa, 2022). Como se discute a lo largo de esta sección, estas dificultades son más pronunciadas para las mujeres, quienes enfrentan desventajas tanto en el acceso directo a sistema previsional como en los ingresos percibidos.

Esta sección analiza cómo las desigualdades de género se reflejan en la protección económica durante la vejez, diferenciando entre las etapas de acumulación (cuando se cotiza y se construye el ahorro pensional) y desacumulación (cuando se reciben los beneficios). Para analizar la magnitud, causas y consecuencias de las brechas de género, se realiza un ejercicio de caracterización a partir de los datos de la GEIH para el año 2022. Esta información se complementa con datos administrativos de afiliados y cotizaciones de Colpensiones, Asofondos y la Superintendencia Financiera de Colombia para los años 2020 y 2021. Una vez identificadas las brechas a través de la caracterización del ingreso en personas mayores, se llevan a cabo ejercicios de microsimulación usando el modelo pensional del CEDE (Becerra, 2025) para cuantificar los efectos esperados de la reforma pensional de 2024 sobre las brechas pensionales entre hombres y mujeres[48].

En particular, se examina las brechas de género del sistema de pensiones bajo un enfoque de protección social, entendiendo que garantizar una fuente de ingreso propio, estable y suficiente durante la vejez tiene un efecto directo sobre el bienestar de las personas mayores y de sus hogares. A nivel individual, las pensiones se asocian con mayor autonomía e incrementos en el poder de decisión y negociación al interior del hogar (Ambler, 2016), menores niveles de inseguridad alimentaria, mayores gastos en alimentación, salud y educación, así como con una mayor esperanza de vida, satisfacción vital y bienestar mental (Galiani et al.; Bando et al.; Martínez et al.; Juárez y Rodríguez-Piña, 2021; Miglino et al.). Además, la evidencia internacional muestra que la expansión de programas pensionales puede contribuir a reducir la pobreza, la desigualdad y las brechas de género (Lustig y Pessino, 2014; Olivera y Zuluaga, 2014; Amarante et al.; Arenas de Mesa, 2024; Joubert y Todd, 2024). En este sentido, fortalecer la protección económica en la vejez no solo es un

objetivo de equidad, sino también una condición esencial para el desarrollo humano y social.

2.5.1. Resultados

El sistema previsional colombiano, encargado de la protección económica de las personas mayores, tiene diferentes reglas de juego según las historias laborales y la vulnerabilidad económica de los participantes. Este sistema se basa en dos esquemas: contribuciones obligatorias vinculadas a relaciones laborales y esquemas no contributivos de asistencia social. El sistema de pensiones es un esquema contributivo, donde todos los trabajadores deben contribuir el 16 % de sus ingresos. Dentro del Sistema General de Pensiones (SGP), los trabajadores eligen entre el régimen de ahorro individual con solidaridad (RAIS) y el régimen de prima media (RPM). El RAIS es un sistema de contribución definida manejado por fondos privados, mientras que el RPM es de beneficio definido y es gestionado por el gobierno[49]. Tras la reforma pensional, se espera que el sistema de pensiones colombiano sea reemplazado por un nuevo sistema que comprende tres pilares: contributivo, solidario y voluntario, en donde este sistema canalice las contribuciones de personas con niveles bajos de contribución en el momento de entrada de la reforma. El núcleo es el pilar contributivo, que presenta complementariedad entre los componentes de reparto y de ahorro individual. En el nuevo sistema, todos los trabajadores asalariados e independientes siguen obligados a contribuir con el 16 % de sus ingresos, con contribuciones al componente de reparto limitadas a 2,3 veces el salario mínimo legal (SMMLV); cualquier exceso de contribuciones se deposita en la cuenta de ahorro individual del trabajador. En la práctica, esta regla significa que aproximadamente el 85 % de los trabajadores contribuyen únicamente al componente de reparto.

Desde el punto de vista de protección social, uno de los problemas más importantes que caracteriza el sistema contributivo es su baja cobertura en la etapa de retiro. A pesar de que muchas personas cotizan a algún componente del sistema contributivo, pocas cumplen los requisitos para una pensión contributiva. Solo 1 de cada 4 personas en edad de jubilación recibe una pensión contributiva, siendo las más vulnerables las que no son elegibles (Becerra et al.). Esto es, en parte, resultado de la alta dependencia que tiene el sistema previsional contributivo de historias laborales continuas y de ingresos estables. Para abordar la baja cobertura debido a irregularidades laborales en la etapa de acumulación, existen programas no contributivos (solidarios) y semicontributivos que apoyan a aquellas personas que no acceden a una pensión. Con la reforma pensional, estos programas tendrán una expansión significativa.

Al depender principalmente de carreras estables en empleos formales, el diseño del sistema pensional genera desventajas estructurales para las mujeres en el acceso y la acumulación de beneficios. Las brechas en participación laboral y niveles de ingreso, junto con interrupciones asociadas al trabajo de cuidado no remunerado, se traducen en trayectorias contributivas más cortas y pensiones más bajas. A esto se suma que las reglas de acumulación no reflejan las desigualdades de género presentes en el mercado laboral. Como resultado, las mujeres enfrentan mayores riesgos de exclusión del sistema contributivo y una mayor dependencia de esquemas no contributivos o del apoyo familiar en la vejez, lo que limita su autonomía económica y profundiza las brechas de bienestar entre hombres y mujeres.

a) Brechas en la etapa de acumulación: participación

La primera causa de la brecha pensional se encuentra en la menor participación de las mujeres en el mercado laboral (Gráfico 42), pues la decisión de participar en este incide directamente en quiénes contribuyen y pueden acceder a una pensión más tarde. En el caso de las mujeres, esta decisión no solo viene acompañada de decisiones de estudio o preferencias personales, sino también de discriminación en el acceso al empleo y de responsabilidades de cuidado que limitan el tiempo que pueden dedicar a actividades remuneradas[50]. En 2022, cerca del 35 % de las mujeres adultas estaban por fuera de la fuerza laboral y el 60 % de ellas destinaban su tiempo a tareas del hogar.

Gráfico 42. Participación laboral femenina y masculina en Colombia, 2022

Al igual que en la decisión de trabajar, la decisión de cuántas horas hacerlo cambia para hombres y mujeres. Según la ENUT de 2021, en promedio, los hombres dedican 1 hora y 40 minutos más al trabajo remunerado, mientras que las mujeres dedican casi 5 horas más al trabajo no remunerado. Estas responsabilidades paralelas al trabajo suelen alcanzar su máximo a los 27 años, edad en la que aumenta la tasa de fecundidad femenina. Como resultado, las responsabilidades de cuidado llevan a las mujeres a empleos de baja calidad, informales, con mayor flexibilidad horaria y proximidad geográfica, pero sin cotizaciones de seguridad social, pues solo el 8 % de las mujeres en empleos de tiempo parcial contribuyen a pensiones.

b) Brechas en la etapa de acumulación: calidad de empleo

Aun cuando se decide participar en el mercado laboral, no todos los empleados cotizan a pensión. Dentro de la segunda causa de la brecha pensional se encuentran varias dificultades por la que los contribuyentes y las contribuciones cambian entre hombres y mujeres. La informalidad es una de las principales. Típicamente, las contribuciones al sistema se realizan siempre que el ingreso base de cotización sea mínimo un SMMLV, por lo que quienes tengan relaciones laborales informales con un pago acordado menor, no pueden ahorrar en el sistema (Gráfico 43). En áreas rurales, donde predominan este tipo de empleos, las tasas de cobertura pensional son más bajas y la brecha de género en cobertura es de 5,4 pp.

Gráfico 43. Informalidad laboral y cobertura pensional por género, Colombia

Sin embargo, el salario recibido no solo cambia por la condición de formalidad, sino por sexo. Incluso con niveles educativos similares, las mujeres perciben entre un 17,5 % y un 28,8 % menos de ingresos que los hombres. Adicionalmente, la brecha salarial se incrementa para las mujeres con hijos, alcanzando el 20,6 % con tres hijos o más. Lo anterior se refleja en menores ahorros para la vejez: aunque al inicio de la vida laboral los ingresos laborales sean similares a los de los hombres, las mujeres cotizan sobre un ingreso 6,4 % menor que el de los hombres entre los 33 y 56 años, la mayor parte de la etapa activa.

En resumen, la informalidad, las decisiones de interrumpir la trayectoria laboral por cuidado

o maternidad, las desigualdades salariales y la búsqueda de empleos con mayor flexibilidad impactan negativamente el desempeño de las mujeres en el mercado laboral y reducen la densidad y el monto de las cotizaciones en el SGP, poniendo en riesgo su seguridad financiera durante la vejez.

c) Brechas en la etapa de retiro

Como resultado de las dificultades en acceso al mercado laboral, la participación en el sistema de pensiones es desigual. En la etapa de acumulación, un 34,3 % de hombres y un 26,2 % de mujeres están cotizando al sistema, aunque las mujeres que trabajan tiempo completo tienen una mayor propensión a cotizar que los hombres[51]. Esta tendencia se ha mantenido en los sistemas previsionales de varios países (Jankowski, 2011; Amarante, 2017; OECD, 2021), donde en los sistemas basados en contribuciones, hombres y mujeres obtienen resultados diferentes (Jefferson, 2009).

La tercera causa de la brecha pensional se da en los requisitos mismos de acceso a la pensión. El diseño del sistema no solo está atado a obtener un trabajo formal y mantener ingresos estables, sino que, en el caso de las mujeres, cumplir los requisitos de pensión debe hacerse en menos tiempo. Adicional a enfrentar los retos en informalidad, participación y calidad de empleo que reflejan mesadas pensionales más bajas, la edad de pensión de las mujeres se anticipa en 5 años a la de los hombres. En promedio, a los 57 años, las mujeres tienen 44 semanas menos cotizadas que los hombres y solo el 14,1 % de las mujeres cumplen los requisitos, comparado con el 20,5 % de los hombres (Gráfico 44).

Gráfico 44. Cumplimiento de requisitos pensionales por género, Colombia

En 2023, la brecha de acceso a beneficios pensionales fue del 10,6 pp, con el 31 % de los hombres y el 20,4 % de las mujeres en edad de jubilación recibiendo ingresos del sistema de pensiones (Gráfico 45). La principal brecha se observa en las pensiones de vejez, donde el 25 % de los hombres y solo el 13,2 % de las mujeres son elegibles. Las pensiones por invalidez favorecen a los hombres (1,5 pp), mientras que las pensiones de sobrevivencia favorecen a las mujeres (2,7 pp).

Gráfico 45. Acceso a beneficios pensionales por género y tipo de pensión, Colombia, 2023

A diferencia de las disparidades presentes en los programas contributivos, la cobertura del programa solidario Colombia Mayor es similar entre hombres y mujeres (Gráfico 45). Aproximadamente el 25 % de las personas de 60 años o más reciben apoyo económico a través de este programa. Según datos del Ministerio de Trabajo[52], entre 2012 y 2023, alrededor del 56 % de los beneficiarios totales del programa Colombia Mayor fueron mujeres.

Aunque en términos porcentuales la brecha de género en el programa Colombia Mayor no muestra grandes diferencias entre hombres y mujeres, el panorama cambia cuando se observa el número total de beneficiarios. Dado que las mujeres representan una proporción mayor entre las personas mayores, son también quienes más reciben este apoyo. A esto se suma que, al vivir más tiempo, dependen durante más años de la transferencia que ofrece el

programa. En conjunto, estos factores resaltan el papel fundamental de las pensiones no contributivas en garantizar un ingreso mínimo y una mayor seguridad económica para una mayor cantidad de mujeres mayores en situación de vulnerabilidad.

Las disparidades de género en el acceso a las pensiones contributivas están fuertemente influenciadas por la disponibilidad de empleos formales. Esto se ilustra en el Gráfico 46, que muestra el porcentaje de personas en edad de jubilación que informaron recibir una pensión en el año 2022, diferenciando entre zonas urbanas y rurales y por nivel educativo. En las áreas rurales, donde predominan los empleos que no están regulados por contratos formales, las tasas de cobertura del sistema contributivo son significativamente más bajas que en las zonas urbanas. De la misma forma, el porcentaje de personas pensionadas es sistemáticamente inferior para las personas de niveles educativos más bajos, los que se caracterizan por tener mayores tasas de informalidad laboral.

Gráfico 46. Cobertura pensional contributiva por género, área geográfica y nivel educativo, Colombia, 2022

En línea con las diferencias en ingresos en la etapa de acumulación, las mujeres tienden a recibir pensiones más bajas que los hombres. En junio de 2023, el 78 % de las mujeres y el 71 % de los hombres recibían pensiones inferiores a dos salarios mínimos. Solo el 7,3 % de las mujeres y el 11,7 % de los hombres recibían pensiones superiores a cuatro salarios mínimos. Actualmente, el cálculo de los beneficios tanto en RPM como en RAIS ahonda esta desigualdad. En el esquema de beneficio definido (Colpensiones), las mujeres tienen un menor ingreso base de liquidación (IBL) y menos bonificaciones por semanas cotizadas. En el esquema de contribución definida (RAIS), las mujeres acumulan menos capital y enfrentan factores de descuento más altos debido a su mayor esperanza de vida, lo que resulta en mesadas pensionales más bajas.

En síntesis, el diseño del sistema pensional desconoce las disparidades en el mercado laboral que obligan a las mujeres a tener menor constancia y capacidad de ahorro para la vejez. El resultado de esta barrera adicional son brechas de acceso a pensión de casi 10 pp y menor prevalencia de mujeres en pensiones altas.

Además de las desigualdades en el acceso y el monto de las pensiones, resulta clave considerar que las decisiones sobre contribuciones y el aprovechamiento de los beneficios pensionales suelen tomarse a nivel de hogar. En muchos casos, las pensiones se perciben y administran de manera conjunta, funcionando como una fuente común de ingreso durante la vejez. Posteriormente, una proporción importante de estos beneficios pasa a ser heredada por las mujeres, quienes, debido a su mayor longevidad y a la diferencia de edad con sus cónyuges, las disfrutan por un periodo más prolongado, en promedio seis años más que los hombres.

2.5.2. Estabilidad de ingresos en personas adultas mayores

Si el sistema previsional falla en garantizar cobertura e ingresos dignos, garantizar un consumo básico después del retiro debería representar un reto. Sin embargo, las estimaciones de pobreza monetaria muestran que la falta de acceso a pensión no siempre se

traduce en mayor pobreza. Para las mujeres mayores de 60 años, la tasa de pobreza monetaria se estabiliza alrededor del 25 %, mientras que para las mujeres jóvenes puede llegar al 38 %. En contraste, la pobreza en hombres aumenta con la edad, pasando del 23 % en el grupo de 60 a 64 años al 40 % en mayores de 95 años. La respuesta a cómo se resguardan de la vulnerabilidad económica los adultos mayores apunta a que las disparidades en el mercado laboral y el sistema de pensiones obligan a las personas a asumir riesgos económicos mediante rentas no laborales, decisiones de retrasar el retiro, depender de otros o compartir riesgos con familiares. La solución a la ausencia de ingresos pensionales depende del género.

En 2022, alrededor de un tercio de las personas mayores reportaron ingresos por pensiones, sin diferencias marcadas por género (35,6 % mujeres, 38,5 % hombres) y las ayudas representan la única fuente de ingreso para cerca del 16 % de la población mayor. Sin embargo, los ingresos laborales siguen siendo significativos para los hombres y representan cerca del 20 % de su ingreso, mientras que para las mujeres solo es el 7,4 % (Cuadro 9).

Cuadro 9 Fuentes de ingreso de personas adultas mayores por género, Colombia, 2022

En general, los datos sugieren que mientras que los hombres tienden a cubrir sus riesgos económicos retrasando sus decisiones de salida del mercado laboral, las mujeres son más propensas a no reportar ingresos. Como resultado, las mujeres deben enfrentar sus riesgos económicos a través de otros mecanismos. Consistente con la idea de que el apoyo del grupo familiar se consolida como un mecanismo para proveer protección económica a las mujeres que carecen de ingreso, el Gráfico 47 muestra como las mujeres mayores sin ingresos son más propensas a vivir con otros miembros más jóvenes del grupo familiar, típicamente hijas e hijos. En total, el 48 % de las mujeres entre los 60 y 69 años que no reportan ingresos conviven con otros parientes jóvenes y este porcentaje se eleva al 85 % para mujeres de 90 años o más. Esto es sistemáticamente más alto que los porcentajes observados para mujeres que reportan tener ingresos (34 % y 64 %, respectivamente). Para el caso de los hombres, el 32 % de los de 60 a 69 años sin ingresos convive con familiares más jóvenes, proporción que asciende a 82 % entre los de 90 años o más. Entre los hombres con ingresos, estas cifras son menores: 22 % y 47 %, respectivamente.

Gráfico 47. Convivencia con familiares jóvenes según ingreso y género, adultos mayores, Colombia

Estos resultados sugieren que los canales informales de apoyo, especialmente a través de los hogares, son cruciales para reducir los riesgos económicos de las personas mayores. Sin embargo, estas redes de apoyo también implican costos, especialmente para las mujeres, pues al llegar a la etapa de retiro, asumen la mayor parte de estas labores de cuidado, lo que puede aumentar su vulnerabilidad.

2.5.3. Políticas para la igualdad de género en la reforma pensional de 2024

Diversos países han implementado políticas para reducir las brechas de género en el acceso

y monto de las pensiones, a través de medidas que reconocen el trabajo de cuidado, incentivan el ahorro previsional o reforman aspectos estructurales de los sistemas. Estas iniciativas incluyen créditos por hijo, contribuciones compartidas durante licencias de maternidad, incentivos tributarios, mecanismos de afiliación automática y esquemas de pensiones solidarias. Si bien varían según el tipo de sistema y contexto institucional, su diseño responde a la necesidad de adaptar los sistemas pensionales a trayectorias laborales diferenciadas por género y a las responsabilidades de cuidado asumidas mayoritariamente por las mujeres (véase sección 2.1)[53].

En Colombia, la reforma pensional (Ley 2381 de 2024) busca un sistema más equitativo entre hombres y mujeres en Colombia. La propuesta transita de un sistema basado en la competencia entre RAIS y RPM a uno donde ambos esquemas se complementan, integrando elementos no contributivos y semicontributivos. Las políticas destacadas para reducir brechas de género incluyen medidas como la reducción de semanas por hijo, que permite a mujeres en edad de recibir pensión reducir 50 semanas por cada hijo nacido vivo o adoptado, hasta un máximo de 150 semanas, y acceder a la pensión por vejez en cualquier momento si cuidan hijos con discapacidad, siempre que hayan cumplido con las semanas regulares de ahorro. Además, se contempla una prestación anticipada para afiliados de 62 años (mujeres) y 65 años (hombres) con al menos 1.000 semanas de cotización, permitiendo obtener una pensión anticipada mientras se descuentan mensualmente las cotizaciones faltantes hasta alcanzar las semanas requeridas (esta medida es transitoria hasta 2036). La pensión familiar permite sumar los aportes de ambos cónyuges o compañeros permanentes para cumplir los requisitos de una pensión de vejez ordinaria y, en caso de divorcio, la pensión se divide en dos. Por otro lado, las pensiones semicontributivas y solidarias incluyen la renta básica solidaria, que sustituye al programa Colombia Mayor y se aplica a mujeres mayores de 60 años y hombres mayores de 65 en situación de vulnerabilidad económica, ofreciendo un monto que cubre la línea de pobreza extrema; además, el pilar semicontributivo beneficia a quienes hayan contribuido entre 300 y 1.000 semanas, otorgando una renta vitalicia basada en sus cotizaciones.

El análisis se basa en el modelo pensional del CEDE, el cual hace uso de datos de la GEIH del 2017 para simular el comportamiento del mercado laboral y los patrones de contribución de las personas en su edad activa a futuro. En el caso de la etapa de acumulación, los trabajadores cambian su estado laboral entre ocupados, desocupados, informales y formales, lo que define su trayectoria laboral y sus cotizaciones a pensión. Estas probabilidades y sus ingresos dependen de si el agente es hombre o mujer, lo que implica que, al igual que en la vida real, la probabilidad de acumular semanas y capital en el sistema de pensiones depende de las brechas de género en el mercado laboral. La simulación de las historias laborales se complementa con información de datos administrativos de Colpensiones, la Superintendencia Financiera y proyecciones de población de Naciones Unidas para crear indicadores de probabilidad de pensionarse (cobertura) y gastos asociados al sistema de protección económica a las personas mayores (sostenibilidad fiscal) entre 2024 y 2100. Una discusión detallada de los supuestos y resultados generales del modelo se encuentra en Becerra (2025).

Vale la pena destacar que para calcular los indicadores de cobertura y sostenibilidad fiscal el análisis usa las condiciones discutidas durante los debates de reforma pensional, en los que

se encuentran el esquema de reparto (RPM) y el esquema de capitalización (RAIS) para las personas elegibles para el régimen de transición (900+ semanas de cotización en hombres y 750+ para mujeres) y el nuevo esquema complementario para las personas que no cumplen estas condiciones y los nuevos entrantes al sistema.

Los resultados de las simulaciones se presentan en el Gráfico 48, que compara los efectos de distintas medidas incluidas en la reforma pensional que están orientadas a reducir las brechas de género[54]. El análisis evalúa cada medida en dos dimensiones: en el eje vertical se muestra el cambio sobre las brechas de acceso (panel A) y la cobertura de las mujeres (panel B), medido como el porcentaje adicional de beneficiarias del sistema; en el eje horizontal se representa el costo fiscal, calculado como la variación en el valor presente neto (VPN) de las transferencias del presupuesto al sistema previsional, expresado como porcentaje del PIB. En los gráficos, un valor negativo en el eje vertical del panel A indica una reducción de la brecha de género en el acceso, mientras que un valor positivo en el panel B refleja un aumento en la cobertura del sistema para las mujeres. Por su parte, valores positivos en el eje horizontal representan un mayor costo fiscal asociado a la medida, en términos del incremento de la deuda pensional.

Gráfico 48. Efectos de las medidas de género de la reforma pensional sobre brechas de acceso y cobertura femenina, Colombia

Las simulaciones realizadas con el modelo pensional del CEDE muestran que las medidas incluidas en la reforma pensional tienen un impacto diferenciado sobre las brechas de acceso e ingresos entre hombres y mujeres, así como sobre la cobertura total del sistema y su costo fiscal. En ausencia de reformas, las desigualdades actuales se mantendrían prácticamente constantes a lo largo del siglo: las brechas de acceso (panel A) se mantendrían estables, explicadas principalmente por las brechas de acceso a la pensión contributiva (7,7 pp en favor de los hombres, véase Becerra et al.). En términos de cobertura (panel A), el total de las mujeres tendría una reducción sin políticas de género, ya que la nueva reforma implicaría unas condiciones de acceso a pensiones contributivas más altas.

Las políticas orientadas a promover la equidad de género muestran efectos mixtos. Medidas como la reducción del número de semanas requeridas por hijo, la ampliación de los pilares solidario y semicontributivo y la disminución de semanas exigidas a las mujeres para acceder a una pensión, generan reducciones significativas en las brechas de género. Estos resultados subrayan la importancia de los componentes no contributivos del sistema, los cuales no solo ayudan a reducir las brechas de acceso, sino que también permiten aumentar la cobertura femenina en cerca de 30 pp. En conjunto, las medidas contempladas en el proyecto de ley disminuyen la brecha de género en el acceso a la pensión en 5,2 pp. Cabe destacar que estos efectos reflejan impactos directos sobre el acceso a la pensión, entendido como un indicador de autonomía económica en la vejez. El análisis considera la elegibilidad individual para recibir una pensión, sin incluir a los beneficiarios indirectos.

Si bien varias de estas medidas tienen efectos positivos en la reducción de las disparidades de género, varias de ellas representan un costo fiscal alto. Las proyecciones de población usadas en la simulación incorporan el hecho que las mujeres tienen una esperanza de vida más larga que los hombres. Así, una mayor cobertura del sistema pensional en las mujeres

mayores tipicamente implica una mayor presión fiscal ya que las mujeres se retiran más temprano y tienen una esperanza de vida más larga que los hombres. Esta composición demográfica, marcada por una mayor supervivencia femenina, influye en los patrones de dependencia económica durante la vejez y debe considerarse al analizar las brechas de estabilidad de ingresos.

En términos fiscales, el VPN de las transferencias públicas al sistema entre 2025 y 2100 se estima en 136 % del PIB en el escenario sin reformas. En el escenario sin medidas basadas en género, limitar el acceso al componente contributivo reduciría este valor al 121 % del PIB. En contraste, las medidas orientadas a la equidad de género, como la reducción de semanas por hijo y la expansión del pilar solidario, incrementarían el costo fiscal en aproximadamente 37,5 % del PIB cada una. Consideradas en conjunto, las reformas propuestas, que combinan componentes solidarios, ajustes contributivos y medidas de género, implican un esfuerzo fiscal equivalente al 71 % del PIB, reflejando el desafío de equilibrar equidad y sostenibilidad en el sistema pensional.

Finalmente, los resultados presentados evidencian que, si bien la reforma pensional de 2024 avanza en la dirección correcta al incorporar medidas con enfoque de género, su efectividad para cerrar completamente las brechas entre hombres y mujeres depende de una implementación amplia y sostenida, así como de un esfuerzo fiscal considerable. Las medidas que logran mayor equidad en el acceso, como la reducción de semanas o la expansión del pilar solidario, deben evaluarse no solo por su impacto inmediato en cobertura, sino también por su capacidad de transformar trayectorias laborales históricamente desiguales. Sin una intervención estructural que reconozca y compense las desigualdades acumuladas a lo largo del ciclo de vida, las disparidades en la vejez persistirán. Por ello, cerrar las brechas de género en la protección económica a la vejez requiere una política pública integral que trascienda el sistema pensional y abarque toda la vida laboral de las mujeres. Esto implica fortalecer su participación laboral, combatir eficazmente la discriminación en el acceso y la permanencia en el empleo, garantizar condiciones de empleo digno y promover la corresponsabilidad en el cuidado. Asimismo, resulta fundamental complementar la protección monetaria con servicios sociales, políticas de salud adecuadas y mecanismos que reconozcan el valor del trabajo no remunerado. En un contexto de envejecimiento acelerado, avanzar hacia un sistema más equitativo no es solo una cuestión de justicia social, sino una condición necesaria para la sostenibilidad del sistema y el bienestar colectivo.

3. Efectos macroeconómicos de reducir brechas de género

En esta sección se articulan dos enfoques para analizar los efectos macroeconómicos de la reducción de las brechas de género en el país. El primero consiste en una simulación de estática comparativa, en la que se plantea una disminución del componente "no explicado" de la brecha salarial (véase sección 2.4), con el objetivo de evaluar su impacto sobre las principales variables macroeconómicas. El segundo se presenta en un recuadro que, mediante un análisis de series de tiempo, permite identificar efectos asimétricos y umbrales en la relación entre el capital humano femenino y el PIB. En particular, se observa que, al alcanzar ciertos niveles de capital humano, la contribución de las mujeres al crecimiento

económico supera la de los hombres en condiciones equivalentes.

3.1. Efectos macroeconómicos de reducir la brecha de género salarial

La existencia de brechas de género genera importantes ineficiencias económicas, una problemática que afecta de manera significativa a Colombia, como se ha descrito en las secciones anteriores. Diversos estudios destacan los efectos negativos de estas brechas en el mercado laboral, evidenciados en las tasas de participación, empleo y diferencias salariales. Por ejemplo, si se supone que el talento y el potencial en el mercado laboral están distribuidos equitativamente entre géneros, la menor participación laboral femenina o la asignación subóptima de mujeres en ciertas ocupaciones reducen la productividad agregada. Esta disminución puede explicarse por una menor actividad empresarial vía emprendimiento (Cuberes y Teignier, 2012) o por una inversión insuficiente en el capital humano de las mujeres (Lagerlöf, 2003; Esteve-Volart, 2004). Asimismo, la brecha salarial incide en el costo de oportunidad del trabajo, lo que afecta las decisiones relacionadas con el cuidado en el hogar, la maternidad, la participación laboral y la educación, entre otros aspectos. La reducción de estas brechas puede generar efectos positivos incluso en los resultados educativos de los hijos, como señala Pervaiz et al.. Además, esta mitigación contribuiría a reducir sus efectos adversos sobre la economía colombiana, mejorando el bienestar general. La disminución de las disparidades salariales, por ejemplo, tiene el potencial de incrementar los ingresos familiares, lo que afecta positivamente el consumo, el ahorro y la acumulación de capital.

Esta sección analiza los efectos macroeconómicos de reducir la brecha salarial de género atribuida a características no observadas de los participantes del mercado laboral en Colombia. La literatura económica identifica entre estos factores no observables la discriminación, que puede manifestarse por preferencias personales de los empleadores (Becker, 1964) o por discriminación estadística (Phelps, 1972; Arrow, 1972). La discriminación por preferencias se refiere a la existencia de un sesgo o prejuicio que llevan a los empleadores a percibir la contratación de mujeres como más costosa. Por su parte, la discriminación estadística se refiere a que los empleadores infieren, de manera errónea, que la productividad femenina es menor que la observada, bien sea basados en datos o en estereotipos. En ambos casos, estas formas de discriminación distorsionan las decisiones de contratación y salarios, a pesar de que, en promedio, ambos géneros presentan niveles de productividad equivalentes. Asimismo, las brechas de género pueden tener otros orígenes, como las normas sociales y los roles de género (Tharenou, 2013). En la práctica, aunque es posible medir el grado en que los factores observables explican las brechas salariales (véase sección 2.4), identificar con precisión su origen resulta complejo.

Para medir los efectos macroeconómicos de la reducción de la brecha salarial de género, se construye un modelo de equilibrio general dinámico. En la calibración del modelo, la brecha salarial se estableció de acuerdo con las estimaciones presentadas en la sección 2.4, donde se evidencia que, aunque el componente no explicado de la brecha salarial entre hombres y mujeres ha disminuido en Colombia, sigue siendo considerable, alcanzando un 13 % para finales de 2024 (véase Gráfico 36). Específicamente, se analizan las implicaciones macroeconómicas de reducir esta brecha en un 50 %, es decir reducirla a un 6,5 %[55]. Se cuantifica su impacto sobre el PIB, el consumo, la inversión, la dinámica del mercado laboral,

la producción en el hogar y el ocio. Para ello, extendemos el modelo de equilibrio general de Neyer y Stempel (2021), incorporando capital y ajustándolo para una economía pequeña y abierta. El modelo se calibra para replicar los principales hechos estilizados y características de la economía colombiana.

3.1.1. El modelo

El modelo considera una economía pequeña y abierta, compuesta por empresas y un hogar representativo, integrado por hombres y mujeres, donde la utilidad del hogar es un promedio ponderado de las utilidades individuales. Esta ponderación se realiza de acuerdo con el poder de negociación de cada género, que a su vez está directamente relacionado con los salarios de ambos miembros del hogar. Así, el poder de negociación es mayor para quien tenga un salario más alto. El hogar consume dos tipos de bienes: los que adquiere en el mercado y los que produce en el hogar, cuya producción depende del tiempo que cada miembro destina a esta tarea. Los hogares optimizan la asignación del tiempo de hombres y mujeres en actividades de mercado, producción doméstica y ocio[56]. Además, determinan los niveles de consumo de bienes de mercado, de bienes que se producen en el hogar, de ocio, de inversión en capital físico, y de endeudamiento externo.

La producción se lleva a cabo en dos etapas. En la primera, una firma competitiva produce bienes domésticos intermedios combinando capital y mano de obra de hombres y mujeres. Se supone que ambos tipos de trabajo son altamente sustituibles y que poseen la misma productividad; sin embargo, las empresas exhiben un factor de discriminación en contra de la mano de obra femenina. En relación con el capital, se considera que el trabajo agregado de hombres y mujeres es menos sustituible. Además, se considera que las empresas enfrentan restricciones para ajustar sus niveles de empleo en el corto plazo ante choques exógenos, lo que se modela por medio de costos de ajustes laborales, que implican una rigidez, como lo sugiere Anderson et al.. Estos costos son independientes del género, pueden ser significativos, e incluyen costos de búsqueda, contratación y capacitación, así como los costos de despido y las pérdidas de productividad (Manning, 2006; Ghaly et al.). La producción de bienes domésticos se destina tanto a producción interna como a exportaciones. En la segunda etapa, una empresa que opera en competencia perfecta agrega los insumos nacionales con importaciones de bienes intermedios en un bien final que se destina a consumo e inversión. Por último, el cierre del modelo se hace a través del endeudamiento externo. El Diagrama 1 presenta el esquema general del modelo.

Diagrama 1. Esquema general del modelo de equilibrio general dinámico

a) Calibración

Con el fin de ajustar el modelo para reflejar la economía colombiana se utilizan varias estrategias. En primer lugar, se calibran algunos parámetros de las funciones de producción y de inversión para reflejar algunos de los principales agregados macroeconómicos colombianos entre el periodo 2010 y 2019 (Cuadro 10). Estos incluyen la relación inversión a PIB, la apertura comercial y la deuda externa a PIB. Por simplicidad, se considera un modelo sin crecimiento a largo plazo, por lo que la producción se normaliza a 1 en el equilibrio inicial. Los datos utilizados para estas razones a PIB provienen de cuentas nacionales publicadas por

el DANE. Luego, se escogen algunos parámetros del hogar para determinar las asignaciones promedio en el trabajo, el ocio y las actividades domésticas. Los datos objetivo provienen de la ENUT, llevada a cabo por el DANE entre 2016 y 2017[57]. En esta encuesta las actividades a las que los individuos asignan su tiempo se clasifican en tres categorías: trabajo remunerado, trabajo no remunerado y actividades personales. En este análisis se establece una correspondencia entre el trabajo remunerado de la encuesta y el trabajo de mercado en el modelo; el trabajo no remunerado de la encuesta y el tiempo dedicado a la producción doméstica y el tiempo de ocio se define como el residuo. Por último, para determinar el grado de la discriminación, se utilizan datos de la brecha salarial no explicada por las características observables obtenidos en la sección 2.4 de este artículo. Otros parámetros del modelo toman valores estándar de la literatura, siguiendo los estudios de González et al. y Neyer y Stempel (2021). La unidad temporal del modelo es trimestral.

Vale la pena notar que las características de hombres y mujeres son completamente simétricas, incluyendo preferencias y productividades. La idea de este supuesto es analizar el efecto puro de la discriminación, aislando su interacción con otras posibles fuentes de heterogeneidad. Por esto, los valores que se usan para la calibración son tiempos promedio del hogar destinados al trabajo tanto en casa como en el mercado laboral.

Cuadro 10 Parámetros de calibración del modelo, Colombia, 2010-2019

3.1.2. Resultados

A continuación, se analizan los efectos de disminuir la brecha salarial (no explicada) entre hombres y mujeres del 13 % al 6,5 %, vía la reducción de la discriminación en el modelo. Cabe mencionar que dicha reducción no tiene costo asociado. Los resultados de los principales agregados macroeconómicos se presentan en el Gráfico 49. Mientras, el Gráfico 50 muestra los efectos diferenciados por género en el empleo, el trabajo en el hogar, el nivel de ocio y los salarios. En ambos gráficos se mide el efecto de la implementación las medidas que reducen la discriminación (y por tanto de la brecha) en tres horizontes temporales: un trimestre después (impacto inicial), cinco trimestres después (mediano plazo) y cuarenta trimestres después (largo plazo).

Gráfico 49. Efectos macroeconómicos de reducir la brecha salarial de género, Colombia

Los resultados presentados en el Gráfico 49 indican que la disminución de la discriminación tiene un efecto positivo sobre la actividad económica. Esta reducción se genera principalmente por una mayor demanda de trabajo femenino, la cual incrementa el empleo total, y se complementa con un *boom* de inversión, dada la complementariedad entre capital y trabajo. Esta mayor demanda por factores productivos aumenta el ingreso de los hogares y se traduce en una mayor producción agregada, tanto por fuerzas de oferta como de demanda. En términos de actividad económica, el aumento en el uso de factores productivos (capital y trabajo) genera un incremento del PIB cercano al 2 % en impacto, que se incrementa hasta aproximadamente el 6 % cinco trimestres después y supera el 8 % en el largo plazo (panel A).

Por otro lado, a medida que crece el empleo femenino, también lo hacen los ingresos familiares, lo cual se refleja en un aumento en el consumo de bienes y servicios de mercado, con crecimientos de alrededor del 5 % a mediano plazo y de aproximadamente el 9 % a largo plazo (panel B). La mayor participación de la mujer en actividades laborales reduce el tiempo que dedica a actividades del hogar y, si bien una proporción de estas actividades es realizada por una mayor participación del hombre en el hogar, no es suficiente para compensar su caída. Este cambio de tiempo en el hogar por tiempo en el mercado lleva a una sustitución entre los bienes producidos en el hogar y los bienes adquiridos por fuera de este. Así, el Gráfico 49 evidencia que mientras el consumo de bienes de mercado aumenta, la producción de bienes del hogar se reduce. Para el caso de estos últimos la reducción es de alrededor del 7 % en el largo plazo (panel C).

Por género, el Gráfico 50 muestra cambios importantes en la distribución del trabajo. Así, mientras el trabajo de mercado de las mujeres aumenta progresivamente, hasta alcanzar un incremento de 10 pp en el largo plazo, ante la mayor demanda por parte de las firmas, el trabajo de los hombres disminuye alrededor de 5 pp (panel A). Esta reducción en el empleo masculino se da principalmente por una reducción en la oferta de trabajo por parte de los hombres, quienes experimentan un efecto ingreso positivo en el hogar, dado el incremento en la remuneración salarial de las mujeres. El mayor ingreso familiar permite a los hombres reducir su oferta de trabajo, lo cual se evidencia en mayores salarios y menores horas trabajadas (paneles D y C). En el caso de las mujeres, se observa una sustitución de trabajo en el hogar y ocio por trabajo de mercado. Es importante destacar que el aumento en el empleo de mercado femenino compensa con creces la disminución en el masculino, lo que resulta en un aumento del empleo agregado de alrededor del 1,2 % en el corto plazo y cerca del 6 % tanto a mediano como a largo plazo (Gráfico 49, panel E).

El Gráfico 50 presenta, además, los cambios en la asignación de tiempo y salarios para hombres y mujeres. El mayor empleo femenino en el mercado laboral reduce su participación en la producción doméstica (4, 7 y 9 pp en el corto, mediano y largo plazo, respectivamente). Al mismo tiempo, los hombres incrementan el tiempo dedicado a estas tareas (1,5, 4,9 y 5 pp en los mismos periodos, paneles A y B). No obstante, la caída en el trabajo en el hogar femenino supera el incremento del masculino, lo que resulta en una disminución del trabajo en el hogar agregado de aproximadamente un 3 % a corto plazo y de casi un 7 % a largo plazo (Gráfico 49, panel C). En cuanto a los salarios, el panel D muestra que la reducción de la brecha salarial genera un incremento en los salarios de ambos géneros. Así, el salario femenino aumenta 4,2 %, 8 % y 11 % a corto, mediano y largo plazo, respectivamente, mientras que el salario masculino crece alrededor de un 2 % en el corto y mediano plazo y un 5 % en el largo plazo. Estos resultados sugieren que, si bien la reducción de la discriminación salarial favorece principalmente el salario de las mujeres, también tiene un impacto positivo en los ingresos laborales de los hombres. En general, los efectos agregados sobre las variables macroeconómicas y laborales se materializan de forma gradual debido a los costos de ajuste del trabajo para las empresas y a la dinámica de la acumulación de capital físico.

Gráfico 50. Efectos de reducir la brecha salarial de género sobre el empleo y salarios por género, Colombia

La disminución de la discriminación aumenta el ingreso del hogar y, por tanto, el consumo de bienes de mercado, compensando la caída en la producción de bienes del hogar e impactando positivamente el bienestar de ambos géneros. El Gráfico 51 muestra la evolución de la utilidad de hombres y mujeres desde el periodo de implementación hasta diez años después. Para facilitar la comparación del bienestar, la utilidad se normaliza estableciendo el valor inicial igual a uno para ambos géneros antes de la reducción de la brecha salarial. Desde el inicio de la disminución de la discriminación, se observa un aumento en la utilidad de ambos géneros, impulsado por un mayor consumo de bienes de mercado por parte de los hogares. Este efecto refleja cómo el incremento en los ingresos laborales mejora la capacidad de consumo y, en consecuencia, el bienestar general.

Gráfico 51. Evolución del bienestar de hombres y mujeres ante la reducción de la brecha salarial, Colombia

En el largo plazo, el aumento en la utilidad persiste, aunque de manera desigual. Por un lado, los hombres experimentan un mayor nivel de utilidad debido a que, en el nuevo equilibrio, disfrutan tanto de mayores niveles de consumo como de más tiempo de ocio, lo que incrementa significativamente su bienestar. Por otro lado, las mujeres, tras un aumento inicial, experimentan una reducción transitoria en su utilidad debido a la disminución del tiempo de ocio, resultado del aumento gradual de su participación en el trabajo remunerado. No obstante, a largo plazo, este efecto negativo se ve compensado por el mayor consumo, lo que se refleja en un mayor nivel de utilidad de largo plazo. En síntesis, la disminución de la brecha salarial de género tiene un efecto positivo en el bienestar de hombres y mujeres, ya que mejora sus niveles de utilidad. Aunque paradójicamente los beneficios se distribuyen de manera desigual, y favorecen más a los hombres, el resultado general es positivo para ambos géneros y para la economía.

En conclusión, la reducción de la brecha salarial de género no explicada por las características observables de los trabajadores, genera efectos económicos significativos y positivos en múltiples dimensiones. Con respecto a las principales variables macroeconómicas, se presenta un aumento significativo del PIB, el consumo y la inversión. Con respecto al mercado laboral y la asignación de tiempos de los hombres y mujeres, mientras las mujeres incrementan sustancialmente su participación en el trabajo remunerado, los hombres reducen su oferta laboral para dedicar más tiempo al ocio, gracias al mayor ingreso del hogar. Además, se evidencia una recomposición del trabajo no remunerado, donde la mayor participación masculina en las tareas domésticas no compensa totalmente la reducción femenina, resultando en una disminución neta del trabajo en el hogar. Por otro lado, el incremento generalizado de los salarios, más pronunciado para las mujeres, beneficia a ambos géneros y refuerza el poder adquisitivo de los hogares. Finalmente, aunque se identifican ajustes transitorios en el bienestar, el resultado de largo plazo muestra una mejora en la utilidad tanto para hombres como para mujeres.

4. Consideraciones finales y recomendaciones

A lo largo del siglo XX y hasta la actualidad, Colombia ha registrado avances significativos en la reducción de brechas de género, especialmente en los ámbitos laboral y educativo. La

participación femenina en el mercado de trabajo se incrementó de manera sostenida, pasando de 18 % en 1951 a 43 % en 1984 y alcanzando cerca del 60 % en 2024, mientras la masculina se mantuvo estable en torno al 75 %. En educación, los logros son igualmente notables. Las mujeres han superado a los hombres en matrícula en secundaria y media, con ventajas de 4,6 y 10,8 pp en cobertura, respectivamente. Desde los años noventa, la matrícula universitaria ha favorecido de manera consistente a las mujeres, alcanzando en 2024 una tasa bruta del 45 % frente al 35 % de los hombres. Estos avances en capital humano han sido determinantes para la reducción de las brechas salariales no condicionadas, impulsadas por el mayor nivel educativo femenino y por transformaciones demográficas, que han facilitado una inserción más amplia y estable de las mujeres en el empleo formal.

El análisis de las brechas de género en Colombia, presentado en este artículo, indica que, a pesar de los avances logrados para reducir dichas desigualdades, aún persisten considerables disparidades, que incluso no se pueden evaluar, especialmente en el ámbito laboral. Estas brechas tienen un carácter acumulativo y se manifiestan a lo largo del ciclo de vida, desde la infancia hasta la vejez, reproduciendo desigualdades intergeneracionales que afectan el desarrollo económico y social del país. Los resultados de este estudio refuerzan lo encontrado en investigaciones anteriores al señalar que el trabajo de cuidado no remunerado constituye una de las principales causas de la desigualdad de género. Las mujeres continúan asumiendo la mayor parte de las responsabilidades relacionadas con el cuidado, que no es ni reconocido ni remunerado, de menores, personas mayores o con discapacidad, lo que restringe su tiempo disponible para la participación laboral, limita sus ingresos y genera una desventaja económica persistente, incluso en la vejez. Esta situación perpetúa de manera sistemática las brechas de género y limita la posibilidad de aprovechar plenamente el potencial productivo y humano de la mitad de la población. Ello se relaciona, además, con el hecho de que los cuidados, aunque permiten construir sociedades más humanas y equilibradas socialmente, no han sido plenamente reconocidos ni remunerados, lo que contribuye a reproducir desigualdades estructurales.

En 2024, la brecha salarial no explicada se ubicaba en torno al 13 %, mientras que la diferencia en la participación laboral alcanzaba aproximadamente el 20 %. Además, se observa una marcada heterogeneidad regional: la región Caribe presenta las mayores desigualdades en participación laboral y salarios, mientras que Bogotá registra las menores disparidades. También se evidencian desigualdades de oportunidades, en las que las circunstancias heredadas afectan con mayor intensidad a las mujeres, lo que contribuye a una mayor incidencia de pobreza entre ellas. En el sistema de pensiones, las mujeres enfrentan desigualdades tanto en el acceso como en los beneficios que, sin una intervención que reconozca y compense las brechas acumuladas a lo largo del ciclo de vida, perpetuarán las disparidades en la vejez. Por otro lado, en el sistema financiero, pese a que no se pueden identificar las causas de las diferencias en el uso y características de productos financieros, se observa que los hombres tienen un mayor saldo y más créditos en todas las carteras, excepto en microcrédito, donde, aunque las mujeres acceden a menores montos, enfrentan tasas de interés más altas. Asimismo, persisten desventajas en los resultados en las pruebas de logro académico, donde las mujeres obtienen menores puntajes, especialmente en matemáticas. Es de destacar que la brecha de desempeño en estas pruebas, especialmente en áreas cuantitativas en la que es desfavorable para las mujeres al finalizar la educación

media, persiste al concluir los estudios universitarios en todas las disciplinas. Por último, al analizar los efectos macroeconómicos del cierre de brechas de género, este ESPE concluye que un aumento en la participación laboral femenina y el cierre de brechas salariales podría incrementar significativamente el PIB y contribuir al fortalecimiento del crecimiento económico del país.

Las disparidades de género no solo están vinculadas a factores socioeconómicos, sino también a estereotipos de género, expectativas culturales y normas sociales[58]. Las brechas en la participación laboral y en los ingresos de las mujeres son, en gran medida, consecuencia del tiempo destinado al trabajo de cuidado y al trabajo doméstico no remunerado, una carga que recae de forma desproporcionada sobre ellas. Preocupa especialmente que estas responsabilidades se asignen a las niñas desde edades tempranas, ya que esto puede afectar negativamente su desempeño escolar y limitar sus oportunidades de integración futura al mercado laboral.

Además, la situación de las mujeres se ve agravada por el impacto de la maternidad en el ámbito laboral, que se traduce en una menor probabilidad de acceder a empleos formales y obtener ingresos más altos. Las normas de género persistentes y la discriminación en el mercado laboral refuerzan las desigualdades que enfrentan. Factores como las condiciones del mercado de trabajo, la segregación ocupacional y la discriminación de género desempeñan un papel determinante, siendo las zonas urbanas relativamente más favorables para ofrecer oportunidades de empleo formal en comparación con las áreas rurales.

La persistencia de las brechas de género tiene consecuencias significativas tanto para la economía como para la sociedad. Estas desigualdades no solo limitan las oportunidades para las mujeres, afectando su calidad de vida, realización personal y profesional, así como su autonomía y empoderamiento económico, sino que también podrían contribuir a un menor crecimiento económico y a una menor productividad agregada (Cuberes y Teignier, 2012; Teignier y Cuberes, 2014). El crecimiento económico ha sido impulsado por una población en edad de trabajar con bajas tasas de dependencia. No obstante, en las próximas décadas se prevé una disminución en el número de personas en edad de trabajar debido a la caída en las tasas de fecundidad. Para contrarrestar este efecto y contribuir al crecimiento económico, es importante aumentar la participación en el mercado laboral, especialmente mediante la incorporación de más mujeres a la fuerza laboral. Según Ostry et al., una mayor participación femenina en la economía también incrementa la diversidad laboral, aportando nuevas habilidades e interacciones sociales. Una mayor inclusión de las mujeres en la fuerza laboral podría mitigar los efectos adversos del envejecimiento en las economías de la OCDE, como se discute en André et al..

Reducir a la mitad las brechas de género en la participación laboral y en los salarios podría llevar a un mayor crecimiento económico, generando efectos positivos en la producción, el empleo, el consumo y la inversión. Cerrar estas brechas contribuiría a disminuir las disparidades educativas, ya que los países más igualitarios en términos de género tienden a mostrar un mejor desempeño académico y menores disparidades en los resultados de las pruebas de logro. Además, un aumento en el número de mujeres trabajadoras podría incrementar las contribuciones al sistema de seguridad social, aliviando la carga sobre el presupuesto público destinado a financiar los sistemas de salud y pensiones. Este es un tema

crucial en Colombia, donde solo el 25 % de los trabajadores cumple con los requisitos para obtener una pensión formal y aproximadamente el 50 % de la población está cubierta por el régimen subsidiado de salud del gobierno. Reducir la presión sobre el presupuesto gubernamental podría resultar en tasas impositivas más bajas sobre el consumo o los impuestos a la nómina, lo cual reduciría las distorsiones económicas y aumentaría la producción, como sugieren Ávila-Montealegre et al..

En este contexto, la agenda de política pública debe centrarse en una transformación estructural que permita redistribuir el trabajo de cuidado, eliminar los sesgos de género en el mercado laboral y garantizar igualdad en el acceso a la protección social. Las implicaciones de política señalan la necesidad de intervenciones integrales para fomentar y facilitar una mayor participación de las mujeres en el mercado laboral, lo que mejoraría la productividad, el bienestar, además de reducir las disparidades de género. Se deben establecer incentivos para la contratación femenina y mecanismos contra la discriminación e invertir en capacitación relevante, así como promover el emprendimiento femenino. Además, es crucial fortalecer políticas de cuidado y conciliación, como servicios de cuidado, licencias equitativas y flexibilidad horaria, para disminuir la carga de trabajo no remunerada y cambiar la percepción de las mujeres exclusivamente como principales cuidadoras. Asimismo, es esencial implementar estrategias de cambio cultural que promuevan la corresponsabilidad y cuestionen los estereotipos de género.

La evidencia indica que ofrecer opciones de cuidado para niños y niñas, como jardines infantiles y guarderías, es una herramienta que favorece la inserción de la mujer en el mercado laboral remunerado porque libera horas destinadas al trabajo no remunerado en el hogar que pueden dedicar a actividades de mercado (Martínez y Perticará, 2017; Talamas Marcos, 2023; Berlinksi et al., 2024)). Sin embargo, la efectividad de estas opciones depende de la calidad del servicio, el costo, los horarios y la ubicación (Halim et al.). En este contexto, tanto el gobierno nacional como los gobiernos locales han estado desarrollando una respuesta institucional que busca aliviar las cargas que enfrentan las cuidadoras. Por ejemplo, Bogotá ha desarrollado una intervención pública integral pionera, conocida como las "manzanas del cuidado", dentro del Sistema Distrital del Cuidado. Estas son espacios físicos diseñados para ofrecer opciones de cuidado gratuito para niños, niñas y adultos mayores, liberando tiempo para las cuidadoras. Además, en las cercanías, se ofrecen cursos de formación, ruta de empleo y servicios legales y médicos, esenciales para las mujeres cuidadoras que normalmente no pueden acceder por falta de tiempo. Las "manzanas del cuidado" concentran infraestructura y servicios para atender de manera próxima y simultánea a las cuidadoras y sus familias, proporcionando colegios, jardines, parques, hospitales y centros de atención para personas mayores y discapacitados, todos accesibles a menos de 30 minutos caminando (Alcaldía Mayor de Bogotá, 2025). Las evaluaciones de esta intervención indican que el Sistema Distrital del Cuidado ha contribuido a reducir las brechas de género promoviendo una mayor equidad en la distribución de roles y cuestionando normas de género que perpetúan relaciones desiguales de poder y una distribución inequitativa del cuidado no remunerado (Alcaldía Mayor de Bogotá, 2024). No obstante, persisten desafíos, como la atención insuficiente para niños menores de un año y personas con discapacidades severas, la escasez de empleos con horarios flexibles y dificultades de acceso debido a problemas de transporte, que limitan el alcance de estos servicios (Ramírez-Bustamante y Camelo-Urrego, 2023).

El Plan de Economía del Cuidado de la Secretaría de las Mujeres de Antioquia y el programa "Cuidarnos: la vida es colectiva", encabezado por la Gobernación de Antioquia junto con la Fundación Bien Humano, son también ejemplos destacados de iniciativas locales. Implementado en 2021, el Plan de Economía del Cuidado busca reconocer y valorar el trabajo de cuidado, considerándolo fundamental para la economía y la sociedad. Este plan tiene como objetivo principal aliviar la carga de cuidado que tradicionalmente recae sobre las mujeres, redistribuyendo estas responsabilidades y fomentando su autonomía económica a través de iniciativas educativas en los 125 municipios del departamento de Antioquia (Gobernación de Antioquia, 2025). Por su parte, el programa "Cuidarnos: la vida es colectiva", lanzado en 2024 en 16 municipios de Antioquia, promueve la responsabilidad compartida en las tareas de cuidado en el hogar, con la meta de reducir las desigualdades de género al reconocer y redistribuir dichas tareas en las familias. Este programa se enfoca en áreas vulnerables, tanto rurales como urbanas, del departamento. Incluye talleres y sesiones de diálogo bajo la iniciativa "Escuelas de familia y cuidado", que priorizan el cuidado como pilar del desarrollo sostenible y fomentan la conciencia sobre la desproporcionada carga que soportan las mujeres en el hogar. Además, cuenta con un módulo denominado "Masculinidades cuidadoras", que invita a los hombres de las familias a participar activamente en la redistribución del trabajo y en las tareas de cuidado en sus hogares (Gobernación de Antioquia, 2024).

También se han logrado avances significativos en las políticas de cuidado a nivel nacional, destacándose la aprobación de la Ley de Economía del Cuidado (Ley 1413 de 2010), promovida por la exsenadora Cecilia López. Esta ley establece la inclusión de la economía del cuidado en el Sistema de Cuentas Nacionales, lo que permite valorar la contribución de las mujeres al desarrollo económico y social del país y apoyar la formulación de políticas públicas. Para implementar la ley, el DANE creó la Cuenta Satélite de Economía del Cuidado (CSEC), que proporciona datos sobre el valor económico del trabajo doméstico y de cuidado no remunerado, además de ofrecer indicadores contextuales. Para recopilar esta información, el DANE desarrolló la ENUT, que ha sido aplicada desde 2012 con el objetivo de cuantificar el trabajo doméstico no remunerado. Por otro lado, recientemente, el documento CONPES 4143 aprobado el 14 de febrero de 2025, oficializó la política nacional de cuidado en Colombia. El objetivo es que el Estado garantice tanto el derecho a recibir cuidado como el derecho a brindar cuidado en condiciones dignas. Para ello, se diseñó un plan de acción a un plazo de ejecución de 10 años, que incluye estrategias como el reconocimiento y protección de las prácticas de cuidado propias de las comunidades campesinas, étnicas, y colectivas; la promoción y salvaguarda de los derechos de las personas que cuidan, con el fin de mejorar su calidad de vida y las condiciones en las que ofrecen sus servicios; la transformación de factores culturales que perpetúan una división desigual del trabajo de cuidado en la sociedad; y el fortalecimiento de la capacidad del Estado para responder de manera adecuada y oportuna a las necesidades de cuidado de la población, asegurando el funcionamiento eficaz del Sistema Nacional de Cuidado (Consejo Nacional de Política Económica y Social, 2025).

Una política pública discutida a nivel internacional es la implementación o ampliación de licencias parentales y de paternidad obligatoria que pueden tener efectos positivos en dos aspectos (Farré y González, 2019). En primer lugar, estas licencias pueden fomentar la participación de los hombres en las tareas de cuidado de los hijos, liberando tiempo para que

las madres puedan integrarse más al mercado laboral. En segundo lugar, pueden contribuir a cambiar las normas sociales al respecto de los desafíos y demandas asociados al cuidado de niños, promoviendo actitudes más positivas hacia una división equitativa de las responsabilidades de cuidado en el hogar y reduciendo los estereotipos de género en la crianza de los hijos. La introducción de políticas de licencia de paternidad ha demostrado tener un impacto positivo en la participación laboral de las mujeres. Por ejemplo, en Dinamarca el aumento de la licencia de paternidad se tradujo en un aumento considerable en la proporción del ingreso laboral de las mujeres dentro del hogar. De forma similar, en Luxemburgo estas políticas contribuyeron a un aumento de las horas de trabajo de las madres, especialmente aquellas con un solo hijo (Druedahl et al.; Valentova, 2019). Por otro lado, los estudios de Ferré et al. y González y Zoabi (2021) muestran que las reformas a la licencia de paternidad en España han incrementado significativamente su uso, especialmente tras su ampliación, obligatoriedad y posibilidad de fraccionamiento. Sin embargo, persisten desigualdades en su aprovechamiento, ya que los padres con mayores ingresos y en ciertos sectores son quienes más se benefician de la flexibilidad de estas políticas. Además, los efectos de la licencia no son uniformes: mientras que no se observan impactos sistemáticos en parejas con brechas salariales bajas o altas, en aquellas con brechas intermedias se evidencian cambios importantes en dinámicas familiares, como mayor participación masculina en el cuidado, aumento del empleo materno y modificaciones en decisiones reproductivas. En conjunto, estos hallazgos subrayan que el diseño de políticas debe considerar las condiciones socioeconómicas para promover una participación equitativa y que, bien estructuradas, las licencias de paternidad pueden ser una herramienta eficaz para avanzar hacia relaciones de género más igualitarias.

Desde el ámbito privado, también es posible promover una cultura laboral más favorable para las familias, donde no se valore únicamente la disponibilidad constante del trabajador ni se penalice la necesidad de flexibilidad de aquellos con responsabilidades de cuidado (Olivetti et al.). Esta exigencia de disponibilidad permanente es común en cargos gerenciales, bien remunerados y ocupados mayoritariamente por hombres, pero refuerza el estereotipo de género del hombre como trabajador constante que pasa largas jornadas en la oficina, mientras que las mujeres se quedan en casa dedicadas al cuidado (Goldin, 2024).

Para fortalecer el capital humano de las futuras generaciones que se incorporarán al mercado laboral es necesario asegurar que cuenten con la formación y las habilidades necesarias, mediante el diseño de políticas educativas inclusivas y focalizadas que aborden las brechas en el desempeño académico. La persistencia de estas brechas, que se amplían con el nivel de escolaridad, sugiere la influencia de variables no observables que deben tenerse en cuenta al elaborar políticas públicas. Es importante incentivar a las mujeres a estudiar carreras con mejor remuneración y mayor empleabilidad, como aquellas en los campos de STEM, para mejorar sus oportunidades laborales y sus ingresos futuros. Los programas de mentoría, la presencia de modelos femeninos a seguir en estos campos y la exposición temprana a la informática y el pensamiento computacional pueden influir significativamente en el interés y la participación de las niñas en estas áreas (El-Hamamsy et al.; García-Silva et al.). Por otro lado, para mejorar la inclusión financiera de las mujeres es crucial continuar promoviendo las plataformas financieras digitales, destacando sistemas de ahorro y pago en línea. Se debe garantizar que las mujeres no queden rezagadas frente a los avances tecnológicos, lo que hace indispensable proporcionarles una mayor educación financiera.

Esto conlleva implementar intervenciones específicas para mejorar su alfabetización financiera y participación económica. Además, las instituciones de microfinanzas y los programas gubernamentales de préstamos dirigidos especialmente a mujeres pueden contribuir a reducir esta brecha (Akeju, 2024; Abdul Kareem e Iddrisu, 2025; Maina y Koponicsné Györke, 2025).

Desde una perspectiva regional, y considerando las heterogeneidades que existen en las distintas áreas del país, es esencial adaptar las políticas para abordar las características particulares de cada región, especialmente en aquellas donde las desigualdades no explicadas son más pronunciadas, como en la región Caribe. En estas zonas, es fundamental considerar las normas sociales y culturales, mejorar los recursos educativos y fomentar el desarrollo de sectores específicos. Además, se deben reforzar las políticas laborales teniendo en cuenta las necesidades regionales, especialmente las del ámbito rural. ANIF (2025) destaca la importancia de priorizar el sector rural con programas que prevengan el abandono escolar y fortalezcan las economías familiares. Para lograr una distribución equitativa de las tareas domésticas, sobre todo para las niñas, se necesita desarrollar redes de apoyo comunitario y ofrecer oportunidades de empleo remunerado para los adultos. Esto es crucial para evitar que las niñas queden condicionadas a realizar tareas de cuidado del hogar debido a roles de género[59]. Para reducir las brechas de género en la protección económica durante la vejez, se requiere una política pública integral que no se limite al sistema pensional, sino que abarque toda la vida laboral de las mujeres. Es crucial complementar esta protección con servicios sociales, políticas de salud adecuadas y reconocer el valor del trabajo no remunerado. En un contexto de envejecimiento acelerado, avanzar hacia un sistema equitativo es vital para la justicia social, la sostenibilidad del sistema y el bienestar colectivo.

En síntesis, sin una redistribución equitativa del trabajo de cuidado no será posible cerrar las brechas de género en Colombia. La equidad de género debe asumirse como una prioridad transversal de la política económica. Incorporar indicadores de género en la planeación fiscal, laboral y educativa permitirá diseñar políticas más eficientes para cerrar las brechas existentes. Invertir en la autonomía económica de las mujeres no solo reduce desigualdades, sino que impulsa la productividad, la innovación y el crecimiento económico.

Recuadros

Recuadro 1. Brechas de género en el acceso a las tecnologías de la información y las comunicaciones

La brecha de género en las tecnologías de la información y las comunicaciones (TIC) se refiere a la desigualdad entre hombres y mujeres en cuanto al acceso, uso y apropiación de estas. Analizar la apropiación digital es importante para entender esta brecha, pues no solo se trata de medir el acceso a las TIC, sino también de examinar cómo se utilizan y las intenciones detrás de su uso. Esto resulta relevante al considerar las diferencias de género, ya que las motivaciones para usar las TIC pueden variar entre hombres y mujeres, abarcando razones como, por ejemplo, educación, salud, empleo, bancarización o el cuidado de otros (Centro Nacional de Consultoría, 2023).

En el ámbito internacional, en el año 2024, el acceso a internet mostró diferencias de género:

el 70 % de los hombres y el 65 % de las mujeres estaban conectados a la red. En particular, en los países con altos ingresos, el uso de internet era del 94 % entre los hombres y del 93 % entre las mujeres. Por su parte, en los países de ingreso medio-alto, donde se encuentra Colombia, tanto hombres como mujeres alcanzaban un uso del 82 %. En contraste, en los países de ingreso medio-bajo, los porcentajes se situaban en el 60 % para los hombres y el 49 % para las mujeres. Por último, en los países de bajos ingresos, el acceso a internet era del 32 % para los hombres y del 21 % para las mujeres. También existían diferencias significativas entre zonas urbanas y rurales: el 83 % de los habitantes de áreas urbanas tenían acceso a internet, frente al 48 % de los residentes rurales. La disparidad entre zonas urbanas y rurales varía considerablemente según el nivel de ingresos de los países. Por ejemplo, en los países de altos ingresos, esta diferencia es prácticamente inexistente, con una relación promedio de 1,1. Sin embargo, en los países de bajos ingresos, la brecha es pronunciada, solo el 16 % de los residentes rurales, es decir, aproximadamente un tercio de la proporción de urbanos accede a internet (Unión Internacional de Telecomunicaciones, 2024).

En el caso de Colombia, en los últimos años se ha observado un avance significativo en el uso de internet tanto por hombres como por mujeres, en zonas urbanas y rurales. Al igual que en otros países de ingreso medio-alto, no existen brechas de género en este aspecto. No obstante, persiste una brecha importante entre las áreas urbanas y rurales (Gráfico R1.1). Es de resaltar que, desde 2016, en las zonas rurales la brecha ha comenzado a favorecer a las mujeres, alcanzando una diferencia de 3 pp en 2023.

Gráfico R1.1. Uso de internet por género y zona, Colombia

Por último, se observan diferencias en el uso de internet entre los departamentos, tanto en áreas urbanas como rurales, aunque no hay brechas significativas entre sexos. En las zonas urbanas, Amazonas y Vichada registran los porcentajes más bajos de uso, cercanos al 50 % de la población. En las áreas rurales, Amazonas, Chocó, Vaupés y Vichada muestran un uso inferior al 30 % (Gráfico R1.2).

Gráfico R1.2. Uso de internet por departamento y zona, Colombia

Por su parte, la apropiación digital es un indicador multidimensional que considera tanto las habilidades de los individuos para usar la tecnología como las intenciones detrás de su uso y se calcula a partir del índice de apropiación digital desarrollado por el Centro Nacional de Consultoría en 2023[60]. Este indicador presenta cuatro ejes de evaluación de la apropiación digital a través del impacto social que tiene la tecnología sobre educación, salud, vinculación al sistema financiero y participación ciudadana.

En el Cuadro R1.1 se evidencia que las brechas de género en la apropiación digital desfavorecen a las mujeres, especialmente en su acceso al sistema financiero, alcanzando una diferencia de 10 pp. Esta brecha actúa como una barrera para la inclusión financiera de las mujeres y reducirla les permitiría acceder a una amplia gama de servicios financieros para suplir sus necesidades de ahorro, crédito, seguros y pagos[61]. Por tanto, es necesario intensificar las campañas de educación financiera para brindar a las mujeres mayores

oportunidades de empoderamiento social y económico (Organización Internacional del Trabajo, 2025). En el Recuadro 2 se realiza una caracterización de la inclusión financiera desde una perspectiva de género.

Cuadro R1.1 Brechas de género en la apropiación digital por eje de evaluación, Colombia, 2023

Las mujeres también experimentan un rezago en comparación con los hombres en el uso de la tecnología como herramienta para fomentar su participación en temas relacionados con sus comunidades (9 pp). Para maximizar el potencial que la tecnología ofrece, es fundamental capacitar a las mujeres en su uso. Además, es importante que las mujeres se involucren activamente en la solución de los problemas que afectan a sus comunidades. La educación es el eje de evaluación que presenta los indicadores más altos de la apropiación digital, tanto para hombres como para mujeres. Sin embargo, solo el 53 % de las mujeres ha utilizado internet para aprender o profundizar conocimientos académicos, 5 pp menos que los hombres. Finalmente, el único caso en que la brecha digital favorece a las mujeres es en la asistencia a citas médicas virtuales. De acuerdo con el Centro Nacional de Consultoría (2024) este resultado puede reflejar una mayor disposición o necesidad de atención médica por parte de las mujeres.

Recuadro 2. Caracterización de la inclusión financiera desde una perspectiva de género

Colombia está experimentando una transformación demográfica, con alrededor del 78 % de la población en edades productivas. De este grupo, las mujeres constituyen más de la mitad (52 % comparado con el 48 % de los hombres, DANE, 2025). Sin embargo, persisten desigualdades económicas entre hombres y mujeres: ellas tienen una menor participación en el mercado laboral y reciben en promedio ingresos inferiores a los de los hombres, lo que dificulta su capacidad para generar ingresos propios (DANE, 2024b). Además, en el sistema financiero se identifican desigualdades de acceso y uso de productos financieros entre mujeres y hombres.

En los últimos años, de acuerdo con datos del Global Findex[62], los indicadores de inclusión financiera[63] en Colombia han mejorado, especialmente en productos de ahorro, con una cobertura de alrededor del 56 % de la población mayor de 15 años. En contraste, la cobertura para productos de crédito es aproximadamente del 13 % (Gráfico R2.1). No obstante, al desagregar los datos por sexo, se observa que, en todos los periodos, los indicadores de uso y acceso a productos de débito y crédito son superiores para los hombres en comparación con las mujeres.

Gráfico R2.1. Indicadores de inclusión financiera por género, Colombia

Dadas las desigualdades existentes entre mujeres y hombres, es importante analizar con mayor profundidad los indicadores de inclusión financiera con un enfoque de género, con el fin de identificar oportunidades donde la política pública pueda intervenir para reducir las disparidades por sexo. Este recuadro se enfoca en el estudio del uso de productos de crédito.

Para ello, se realiza un análisis descriptivo y comparativo de los créditos otorgados por los establecimientos de crédito (EC) a mujeres y hombres, abarcando todas las modalidades, excepto el crédito comercial[64]. Vale la pena aclarar que por falta de variables socioeconómicas no se pueden identificar o suponer relaciones causales o mecanismos que expliquen los hechos encontrados en este recuadro[65]. Sin embargo, las diferencias observadas entre mujeres y hombres en el uso y características de los créditos brindan una contextualización acerca de la distribución por sexo de la cartera en Colombia, la cual es el pilar para seguir investigando este fenómeno y profundizar en sus posibles causas.

En el sistema financiero colombiano, las entidades autorizadas y vigiladas por la Superintendencia Financiera de Colombia (SFC) para captar recursos del público y otorgar créditos son los EC. Este grupo está compuesto por los bancos, las compañías de financiamiento (CFC), las corporaciones financieras y las cooperativas financieras[66], entidades autorizadas para otorgar créditos en las modalidades de vivienda, consumo, microcrédito y comercial[67]. Para el análisis descriptivo de los créditos otorgados por EC[68] a hombres y mujeres, se utilizan dos enfoques complementarios que se describen en el Cuadro R2.1. La metodología de análisis utiliza un algoritmo de asignación para identificar el sexo (mujer u hombre) de los deudores a partir del nombre reportado en la solicitud del crédito (Anexo 2). Esto se debe a que los datos del formato 341 incluyen el nombre de los deudores, pero no especifican su sexo.

Cuadro R2.1 Enfoques de análisis de créditos por género, Colombia

El análisis del *stock* permite caracterizar el estado actual de los créditos otorgados, mientras que el análisis de los desembolsos semanales revela dinámicas recientes en la colocación, incluyendo tendencias emergentes y comportamientos diferenciales por sexo, locación geográfica, tipo de EC y modalidad. Además, este segundo enfoque incorpora la dimensión geográfica, clave para entender la distribución territorial del crédito. Juntos ofrecen una visión integral: uno muestra los resultados acumulados, el otro la evolución en tiempo real del sistema crediticio.

R.2.1. Análisis de *stock* de créditos

Las principales observaciones sobre el comportamiento histórico de los créditos otorgados a hombres y mujeres se resumen en el Cuadro R2.2. Los resultados indican que, en términos generales, a lo largo del periodo analizado, las mujeres han accedido a un menor número de créditos y por montos más bajos en comparación con los hombres, con algunas excepciones. Por otro lado, los hombres presentan, en promedio, mayores niveles de morosidad y un perfil de riesgo crediticio más elevado. No obstante, se observa que las tasas de interés aplicadas a las mujeres tienden a ser superiores en créditos comparables en monto y destino. Cabe destacar que en algunos indicadores y modalidades de cartera se evidencian reducciones en estas diferencias, lo cual sugiere avances hacia una mayor igualdad en las características del financiamiento.

Cuadro R2.2 Resumen de características del *stock* de créditos por género, Colombia

R.2.2. Análisis de flujo de créditos

En cuanto a los desembolsos, se observa que las diferencias entre mujeres y hombres en el monto y número de créditos otorgados habían disminuido hasta mayo de 2025, a partir de este mes la tendencia decreciente se revierte y los créditos desembolsados a los hombres crecieron a un mayor ritmo, tanto en monto como en número, que aquellos dados a mujeres (Gráfico R2.4)[69]. Por tipo de entidad, el monto promedio otorgado a los hombres sigue siendo superior al de las mujeres en todas las modalidades de crédito y en todos los tipos de entidades, con excepción de las carteras de consumo de las cooperativas y las de vivienda de las CFC (Gráfico R2.5).

Gráfico R2.4. Desembolsos de crédito por género, Colombia

Gráfico R2.5. Monto promedio de créditos desembolsados por género, tipo de entidad y modalidad, Colombia

Al desagregar por departamento y por tipo de EC, se encuentran resultados heterogéneos (Mapa R2.1). En los casos de los bancos y de las CFC, se observa un mayor monto promedio de desembolsos de crédito a hombres en los departamentos de la zona centro; mientras que, en el de las cooperativas financieras, el monto promedio otorgado a hombres y a mujeres fue similar en todos los departamentos en los que estas entidades operan. En relación con el número de créditos, el resultado cambia según la modalidad: i) en consumo, todos los EC otorgaron una mayor cantidad de créditos a los hombres, con excepción de las cooperativas financieras; ii) en vivienda, mayor cantidad de créditos son concedidos a hombres en las cooperativas financieras; y iii) en microcrédito, la mayoría de los EC desembolsaron una mayor cantidad de créditos a las mujeres. De otro lado, la tasa ponderada[70] de los créditos desembolsados a mujeres fue superior a las de los hombres en todos los tipos de entidades para las modalidades de consumo y microcrédito en el periodo analizado.

Mapa R2.1. Monto promedio de créditos desembolsados por departamento, género y tipo de entidad, Colombia

Los resultados de ambos análisis muestran que, en promedio, las mujeres acceden a créditos por montos menores y con tasas de interés más altas que los hombres, a pesar de presentar menores niveles de morosidad y riesgo. La literatura sugiere dos vías para explicar esta situación. En primer lugar, existen factores culturales que afectan a la demanda de créditos: las mujeres confían menos en su conocimiento financiero y habilidades de negociación (Bucher-Koenen et al.), lo que puede llevarlas a desistir de solicitar un crédito o a aceptar condiciones menos favorables. Barasinska y Schäfer (2010) señalan, en el contexto del *peer to peer lending*[71], que algunas mujeres perciben que el mercado las considera más riesgosas y, por ello, están dispuestas a ofrecer tasas más altas para aumentar sus probabilidades de aprobación. En esa misma línea, Alesina et al. encuentran que los hombres se benefician en mayor medida del capital social y del poder de negociación a la hora de solicitar un crédito.

En segundo lugar, hay factores de oferta que incluyen diferencias económicas objetivas y

sesgos inconscientes. Las mujeres suelen tener menor participación laboral y menores ingresos, como se estudia en las secciones 2.3 y 2.4 de este ESPE, lo que puede llevar a una evaluación menos favorable por parte de las entidades financieras. Además, persiste la creencia de que los negocios liderados por mujeres son menos rentables o que ellas tienen mayor probabilidad de incumplimiento. Estas percepciones han sido analizadas en estudios como Morsy (2020), de Andrés et al. y Banca de las Oportunidades (2023).

Estas barreras pueden generar decisiones estratégicas dentro del hogar, como solicitar el crédito a nombre del hombre, especialmente si este cuenta con un mayor ingreso o un mejor historial laboral. Esto contribuye a una menor representación de las mujeres en los datos a pesar de que, en la práctica, ellas también participen en el uso o pago del crédito. Lo anterior podría reforzar la brecha en el acceso al mercado de crédito. Sin embargo, como se había mencionado, debido a la limitación de los datos analizados, los cuales no cuentan con información socioeconómica de los deudores ni la composición de su hogar, no es posible establecer relaciones causales entre el sexo de los deudores y su participación en el mercado de crédito.

Recuadro 3. Brechas de género de los profesionales en medicina especializada (2009-2022)

Para ilustrar los "techos de cristal" que las mujeres enfrentan en el mercado laboral formal, se analiza la magnitud de las brechas de género en una de las ocupaciones de élite en Colombia: los profesionales de la medicina especializada. Con este fin, se calculan las brechas de género en salario formal y participación en el mercado laboral durante las últimas dos décadas[72], utilizando el universo de profesionales en medicina y presentando información desagregada por género y tipo de especialidad[73].

La literatura señala la existencia de significativas brechas de género y "techos de cristal" en el campo de la medicina (Goldin y Katz, 2016; Azmat y Ferrer, 2017; Lo Sasso et al.; Berniell et al.). A pesar del incremento en la representación femenina dentro de la profesión, el sector sigue estando profundamente influenciado por normas sociales de carácter masculino, las cuales impactan la identidad profesional, los estándares de conducta y la organización institucional del sector (Temkin et al., 2024). En Estados Unidos, por ejemplo, las mujeres constituyen el 50 % de los graduados en medicina, sin embargo, su participación en distintas especialidades sigue siendo desigual, con muchos campos aún dominados por hombres (Sana, 2023).

La elección de especialidad es un componente crucial en el análisis de las brechas dentro del entorno profesional médico. Esta decisión puede verse influenciada por consideraciones de género, como la baja representación femenina en ciertas áreas y las percepciones negativas hacia especialidades dominadas por hombres, lo que conduce a una concentración de mujeres en campos como la medicina familiar o la pediatría (Levaillant et al.; Sana, 2023). Aunque se reconocen otros factores determinantes asociados al género, como los procesos de socialización o las preferencias sobre el equilibrio entre la vida profesional y personal (Levaillant et al.) , estos no son suficientes para explicar las disparidades salariales observadas en el sector médico (Lo Sasso et al., 2020; Guarin et al., 2024).

Para calcular las brechas de género en Colombia, el análisis empírico utiliza un panel único de todos los profesionales en medicina que ejercieron su profesión de manera formal en el país, entre enero de 2009 y enero de 2022. Este panel se construye a partir de la unión del Registro Único de Talento Humano (ReTHUS) y la PILA. Además, se utilizan estadísticas de la GEIH entre 2021 y 2023.

El Gráfico R3.1 muestra un análisis desagregado de los ingresos por género y las horas trabajadas semanalmente en diferentes profesiones del sector salud. El panel A evidencia una significativa brecha salarial entre especialistas: en promedio, las mujeres perciben ingresos un 35 % menores que los hombres. Esta es la mayor brecha observada entre las ocupaciones del sector y la única que resulta estadísticamente significativa. Por otro lado, el panel B indica que esta diferencia no se puede atribuir a disparidades en las horas trabajadas semanalmente, ya que tanto mujeres como hombres especialistas presentan distribuciones de horas similares.

Gráfico R3.1. Ingresos y horas trabajadas por género en el sector salud, Colombia, 2021-2023

A partir del panel ReTHUS-PILA es posible analizar el comportamiento de las brechas de género en el largo plazo. La participación se mide como el número de hombres y mujeres vinculados al mercado laboral formal, mientras que el salario corresponde al promedio mensual del salario real reportado, ajustado por los días cotizados[74]. Este ajuste permite controlar por posibles diferencias sistemáticas en la cantidad de días trabajados entre géneros. Con estas medidas, la brecha se calcula como la diferencia porcentual entre los valores observados para mujeres y hombres, tanto en términos de participación como de salario[75].

El Gráfico R3.2 ilustra la evolución salarial de hombres y mujeres con y sin especialización entre 2009 y 2022. Para los médicos sin especialización, la brecha salarial se ha mantenido estable en torno al -10 %, sin avances en más de una década. En el caso de los especialistas, la brecha salarial pasó del -11 % al -34 %, lo que representa un aumento de más del 200 % en la brecha salarial desde 2009. Usando las denominaciones del ReTHUS, las especialidades se pueden descomponer en dos grandes categorías: clínicas y quirúrgicas. A pesar de que las especialidades quirúrgicas presentan salarios más altos, la brecha observada para ambos grupos sigue el mismo comportamiento que se muestra en el Gráfico R3.2.

Gráfico R3.2. Evolución de la brecha salarial de género en medicina especializada y no especializada, Colombia, 2009-2022

El Gráfico R3.3 muestra la evolución en el número de médicos especialistas y no especialistas del país. Durante el periodo de análisis, se observa una marcada tendencia decreciente en la participación masculina entre los profesionales de medicina sin especialidad. En 2016, por primera vez, la participación femenina superó a la masculina y continuó incrementándose en los años siguientes, consolidándose como el grupo predominante hasta 2022. Este cambio refleja una transformación progresiva en la composición de los médicos sin especialidad, con una reducción sostenida de la brecha de participación. En el caso de los especialistas, la

brecha de participación también ha disminuido de manera constante. No obstante, para enero de 2022, la población masculina sigue siendo mayoría, con una brecha cercana al 30 %.

Gráfico R3.3. Participación de hombres y mujeres en medicina especializada y no especializada, Colombia, 2009-2022

Al descomponer la participación por tipo de especialidad, se observa que ambos grupos presentan brechas en contra de las mujeres, aunque considerablemente más amplias en las especialidades quirúrgicas. En enero de 2022, la brecha en especialidades clínicas era del -13 %, frente a un -53 % en las quirúrgicas. Además, la reducción de la brecha ha sido más pronunciada en las especialidades clínicas, donde pasó del -43 % al -13 % a lo largo del periodo analizado (una caída del 70 %), mientras que en las quirúrgicas se redujo del -76 % al -53 % (una disminución del 30 %).

Se examinan también las brechas de género a nivel de especialidad. Para asegurar poder estadístico, el análisis se limita a 36 especialidades que, durante todo el periodo entre enero de 2009 y enero de 2022, cuentan con al menos diez hombres y diez mujeres ejerciendo cada mes. El Gráfico R3.4 presenta las brechas de participación y salario para cada una de estas especialidades. Aunque la brecha de participación favorece a los hombres en la totalidad de especialidades quirúrgicas (hasta en un 90 %), existe una brecha positiva (o en favor de las mujeres) en la mitad de las especialidades clínicas (hasta del 120 %). Otras especialidades también presentan un comportamiento favorable hacia la participación femenina.

En cuanto a los salarios, los hombres presentan ventajas en casi todas las especialidades, con excepción de cirugía plástica de mano. Sin embargo, las brechas más amplias se registran en las especialidades quirúrgicas, donde las mujeres pueden llegar a percibir un salario hasta 61 % menor que el de sus pares hombres (Gráfico R3.4).

Gráfico R3.4. Brechas de participación y salario por especialidad médica y género, Colombia

Como se ha mencionado en este artículo, la literatura que estudia las disparidades de género desde un punto de vista macroeconómico es relativamente escasa. Algunas investigaciones se centran en cómo la igualdad de género contribuye al crecimiento económico, modelando sus efectos en el mercado laboral o en la educación para luego determinar su impacto en el crecimiento (Baloch et al.; Seguino, 2000, 2020; Hasparyk et al.). Otras, por su parte, se centran en cómo el crecimiento económico puede influir en las brechas de género (Galor y Weil, 1996; Fernández, 2014). Finalmente, hay quienes utilizan modelos de equilibrio general, como el empleado en la sección 3 de este artículo, para analizar las implicaciones macroeconómicas de reducir algunas de las brechas de género, como la salarial[76].

Dada la evidencia presentada en este artículo sobre brechas de género, particularmente en el mercado laboral (véanse las secciones 2.3 y 2.4) y en el ámbito educativo (sección 1.2), este Recuadro analiza las elasticidades de los factores de producción desagregadas por género a partir de las siguientes preguntas: ¿existen efectos entre el crecimiento económico

y el factor trabajo diferenciado por género, considerando distintos determinantes para Colombia? y ¿son estos efectos asimétricos o no lineales? Para responder a estas preguntas, se estima un modelo econométrico de cointegración no lineal (NARDL, *nonlinear auto-regressive distributed lag*) para el periodo comprendido entre el primer trimestre de 1984 y el cuarto trimestre de 2022. Este modelo permite analizar si existe una relación de equilibrio de largo plazo entre el producto interno bruto (PIB), el acervo de capital , el grado de apertura económica , los términos de intercambio y las variables de capital humano desagregadas por género . El capital humano es el producto de las variables: número de personas ocupadas, horas trabajadas y años promedio de escolaridad para hombres y mujeres.

La no linealidad se introduce, por ejemplo, al considerar que los efectos de aumentos y disminuciones en una variable explicativa no son necesariamente simétricos. Es decir, el modelo permite identificar si existe una relación estable entre los determinantes de crecimiento económico, incluso si los efectos de corto plazo difieren. La existencia de cointegración implica que las variables se mueven conjuntamente en el largo plazo y que, en particular, para algunas de ellas, como el capital humano desagregado por género, la manera como su impacto se ve reflejado en el PIB puede ser asimétrico.

El modelo propuesto adopta la siguiente forma funcional: la parte en negrilla representa el componente de equilibrio de largo plazo, mientras que el resto captura las dinámicas de corto plazo. Los superíndices (+) y (-) en las variables de capital humano por género hacen referencia a las asimetrías (no linealidades)[77]:

(R.4.1)

Es importante señalar que la metodología NARDL incorpora umbrales para determinar las variables que permiten capturar las asimetrías presentes en el objeto de estudio. Los trabajos de Greenwood-Nimmo *et al.* (2012) y Shin et al. parten de un regresor (o un grupo de regresores) tal que:

(R.4.2)

donde y

se definen como:

Así, y representan los componentes de que se encuentran por encima y por debajo de un umbral, respectivamente. De forma estándar, dicho umbral se establece en cero (0), lo que permite interpretar a y como cambios positivos y negativos en . No obstante, cuando las tasas de crecimiento de las series en son predominantemente positivas (o negativas), el uso de un umbral igual a cero puede resultar en un régimen con una cantidad insuficiente de datos útiles. En estos casos, el umbral se ajusta, reemplazando el valor cero por una tasa de crecimiento promedio, ya sea del conjunto total de datos o del subconjunto con valores mayoritariamente positivos o negativos, según corresponda.

El análisis empírico permite derivar las funciones de impulso-respuesta[78], tomando como

referencia los umbrales establecidos para cada género (y)[79]. Los principales resultados son los siguientes:

i. El impacto sobre el PIB es mayor y estadísticamente significativo en el caso del capital humano de las mujeres, en comparación con el de los hombres, al calcular la diferencia en la respuesta ante un choque de una desviación estándar en el capital humano (*h*) para hombres y mujeres (Gráfico R4.1).

ii. El efecto de un choque en *h*, tanto por encima como por debajo del umbral, es positivo, como sugiere la intuición económica, pero solo alcanza significancia estadística hacia el octavo período y se mantiene durante un tiempo limitado[80].

iii. Al analizar el efecto de un choque en *h* diferenciado por sexo, se observa que, en el caso de los hombres, el impacto por encima del umbral no es estadísticamente significativo, mientras que por debajo del umbral resulta negativo y significativo a partir del décimo período. En contraste, para las mujeres, el efecto es positivo y estadísticamente significativo en ambos escenarios.

Gráfico R4.1. Funciones de impulso-respuesta del PIB ante choques en el capital humano por género, Colombia

Estos resultados son coherentes con los hechos estilizados sobre el crecimiento histórico de la participación de las mujeres en el mercado laboral, así como con su reciente mayor acumulación de capital humano en comparación con los hombres, quienes, como se ha mencionado a lo largo del artículo, han tenido tradicionalmente una presencia más significativa en dicho mercado.

En síntesis, los resultados evidencian la existencia de efectos diferenciados y asimétricos del capital humano, desagregado por género, sobre el crecimiento económico en Colombia. En particular, el capital humano femenino, al superar cierto umbral, genera un impacto positivo y estadísticamente significativo en el PIB, tanto en términos de aprendizaje como de intensidad laboral. En contraste, el capital humano masculino exhibe efectos positivos, pero más limitados, y en algunos casos no estadísticamente significativos, especialmente cuando supera dicho umbral. Esto sugiere que la creciente y cualificada participación de las mujeres en el mercado laboral ha producido rendimientos marginales más altos que los de sus contrapartes masculinas.

Asimismo, se observa que las mejoras en los niveles de escolaridad y en la participación laboral femenina no solo reducen la brecha de género, sino que también impulsan el crecimiento económico a largo plazo. El modelo NARDL aplicado revela que las respuestas del PIB ante variaciones en el capital humano femenino son más consistentes y duraderas que las asociadas al capital humano masculino. Estas conclusiones coinciden con las tendencias internacionales y con lo planteado en la sección 3 de este artículo, que vinculan la igualdad de género con un mayor dinamismo económico.

Los resultados destacan la importancia de incorporar la perspectiva de género en los análisis macroeconómicos y de promover políticas públicas orientadas a fortalecer las capacidades

de las mujeres en el mercado laboral. En este sentido, es fundamental impulsar iniciativas que mejoren el capital humano femenino mediante un mayor acceso a la educación, al empleo formal y a programas de conciliación entre la vida laboral y familiar. Promover la inserción laboral cualificada de las mujeres debe constituir una prioridad estratégica para avanzar simultáneamente en la igualdad de género y en el crecimiento económico del país.

Anexos

Anexo 1

Cuadro A1.1 Porcentaje de estudiantes por sexo en educacion universitaria: inscritos, admitidos, matriculados y graduados 2007-2024

Anexo 2

Gráfico A2.1. Indicadores de uso de productos financieros

Cuadro A2.1 Descripción de la fuentes de datos utilizados

Cuadro A2.2 Diferencia entre hombres y mujeres en monto y número de créditos dseembolsados por segmento

Diagrama DA2.1. Tipos de analísis complementarios para identificar las diferencias de las condiciones de créditos

Anexo 3

A.3.1. Distribución de uso del tiempo

El Gráfico A.3.1 muestra cómo mujeres y hombres solteros, sin hijos en el hogar, distribuyen su tiempo entre trabajo remunerado y no remunerado, según generación y nivel educativo. Aunque ambos sexos destinan tiempos similares al trabajo remunerado, las mujeres dedican en promedio 40 minutos más al trabajo no remunerado que los hombres.

Para el caso de las mujeres *millennial* solteras con educación superior, ellas suelen trabajar, en promedio, 20 minutos más que los hombres y hacer más trabajo no remunerado en el hogar, aunque no tengan hijos. En la generación X se observa que tanto hombres como mujeres con mayores niveles de educación dedican una cantidad de tiempo similar al trabajo remunerado, pero las mujeres dedican 1 hora 20 minutos más de tiempo al trabajo remunerado. Hay que tener presente que las personas de la generación X tienen al momento de la encuesta entre 40 y 54 años, lo que indica que sus progenitores son personas que en promedio ya son adultos mayores de 60 años, así que, aunque no tengan hijos, es probable que las mujeres generación X sin hijos destinen tiempo de cuidado a sus padres.

A.3.2. Brechas de edad en años entre parejas heterosexuales

En el Cuadro A3.1 se presentan las brechas de edad en años entre parejas heterosexuales. Se evidencia que el promedio de la brecha es entre 3 y 5 años dependiendo de la generación de la mujer, con desviaciones estándar entre 6 y 7 años.

Gráfico A3.1. Tiempo promedio diario dedicado a actividades de trabajo remunerado y trabajo no remunerado para personas solteras y sin hijos en la casa

Cuadro A3.1 Brechas de edad en años entre parejas de heterosexuales

Anexo 4. Efectos de la maternidad en el mercado laboral: estudio de evento

El modelo que se estima para cada género por separado es:

(A.4.1)

donde es la variable de resultado del individuo *i* de género $g = m, h$, en el periodo representa el número de meses transcurridos a partir de c_i, la fecha en la cual el individuo *i* concibe su primer hijo; y son efectos fijos de individuo y tiempo, respectivamente, y es el término de error. La fecha del evento está definida como el momento en el cual el hijo es concebido, $\tau = 0$. La fecha de referencia para comparar los resultados entre quienes tienen hijos y quienes no, es el periodo $\tau = -1$, es decir, el mes inmediatamente antes de la concepción. En se incluyen controles como la edad y el mes del calendario. Los errores estándar se estiman con *clusters* a nivel de individuo. Los parámetros de interés son los coeficientes para . Estos parámetros determinan, para cada género por separado, el efecto diferencial sobre $y_{i\tau}$, de haber tenido un hijo en $\tau = 9$ versus no haberlo tenido, con relación a la diferencia preexistente en $\tau = -1$. Los parámetros permiten identificar si los grupos de tratamiento y control experimentan tendencias paralelas antes de la concepción, y si el evento futuro de tener un hijo causa efectos de anticipación que afecten diferencialmente al grupo de tratamiento versus el de control. La no significancia de estos parámetros es consistente con el supuesto de tendencias paralelas. Bajo la premisa de que no existieron otros factores que afectaran de manera diferencial las tendencias de los grupos de tratamiento y control a partir de , es posible interpretar los parámetros como los efectos causales de haber concebido el primer hijo en $\tau = 0$.

Anexo 5

A.5.1. Modelo de estimación de la participación laboral

Para estimar la participación laboral, se utiliza un modelo de panel de cohortes sintético, que es muy flexible y captura los principales hechos estilizados de la participación laboral: un mayor apego de las mujeres más jóvenes al mercado laboral, diferencias a lo largo del ciclo de vida, un mayor apego de los hombres en todas las edades y la existencia del efecto de trabajador adicional. Así, se sigue una especificación similar a la propuesta por Aaronson et

al., 2014) que explica la evolución de la TGP del grupo *g* utilizando un conjunto de variables estructurales y cíclicos :

(A.5.1)

El subíndice *g* corresponde a la combinación de género y edad, *t* indexa los periodos de la encuesta de hogares, se refiere a la TGP del grupo *g* en el periodo *t* y y son vectores de coeficientes que varían para cada grupo. También se incluyen efectos fijos para capturar los perfiles de participación de cada género a lo largo del ciclo de la vida . Por último, se consideran efectos fijos de cohorte de nacimiento que reflejan los cambios en las preferencias, oportunidades o normas sociales de las personas nacidas entre 1910 y 2009. Los efectos de grupo delinean las pautas de participación de cada género. El efecto de cohorte de nacimiento modifica esta base de referencia, reflejando las distintas propensiones a participar en el mercado laboral a lo largo del ciclo de vida según la cohorte. La variable dependiente es el logaritmo del *odds ratio* de la TGP en la población fuera de la fuerza laboral, que presenta varias ventajas. En primer lugar, linealizar la relación entre las variables explicativas y el *odds ratio* facilita la estimación mediante metodologías convencionales de regresión lineal. En segundo lugar, aunque el *odds ratio* puede suponer cualquier valor entre infinito negativo y positivo, la transformación garantiza que la TGP se mantenga entre 0 y 1. Según Deaton (1997) el uso de datos de cohortes presenta varias ventajas en comparación con el análisis tradicional de datos de panel: i) los datos de cohortes controlan los efectos fijos no observables, como las características *ex ante* al inicio de su vida laboral, que es el principal atractivo econométrico de esta técnica; ii) no existe desgaste de los informantes, dado que el diseño muestral de las encuestas de hogares garantiza que se obtendrá información, y iii) este enfoque es menos susceptible a los errores de medición, al centrarnos en agregados en lugar de en información individual, se reducen los efectos de los errores de medición y se mejora la señal-ruido[81].

La ecuación (A.5.1) se estima simultáneamente para todos los grupos utilizando un enfoque de datos de panel y una matriz de covarianza tipo White para corregir la heteroscedasticidad. En el Cuadro A.5.1 se presentan las variables incluidas en la estimación:

Cuadro A5.1 Variables incluidas en la estimación

A.5.2. Modelo de la descomposición del cambio agregado en la tasa de participación

De acuerdo con Kitagawa (1955) el cambio agregado en la tasa de participación se puede descomponer de la siguiente forma:

(A.5.2)

Donde TGP_a se refiere a la TGP agregada para el año *a*; *G* indica el grupo de edad; representa la proporción del grupo *G* en la población en edad de trabajar en el año *a*; y es la tasa de participación del grupo *G* en el año *a*. El primer término de la parte derecha de la ecuación recoge la contribución de los cambios en los porcentajes de población, mientras que el segundo refleja la contribución de cada grupo de edad al cambio total debido a las

variaciones de la TGP.

A.5.3. Modelo de crecimiento potencial

La evolución del PIB potencial se explica por la evolución de la productividad , el capital estructural y el empleo estructural , que a su vez depende de la población en edad de trabajar , la tendencia del desempleo o Nairu , la tendencia de la participación laboral y la escolaridad , específicamente:

(A.5.3)

En este ejercicio se incorporan las proyecciones de los años de educación, así como la TGP en ambos escenarios. Esto refleja el reciente mayor nivel educativo de las cohortes femeninas y el cambio en la composición de la población. Se utilizan las proyecciones del DANE para la población en edad de trabajar . La Nairu se proyecta como la tendencia de un filtro Hodrick-Prescott aplicado a la tasa de desempleo, que se proyecta converja al 12 % durante el horizonte de previsión. Es importante señalar algunos de los supuestos implícitos en este ejercicio. Se supone que el aumento de la participación de la mano de obra femenina i) no aumentará la tasa de desempleo y ii) no alterará la relación capital-producto (K/Y), que se ha calibrado en el 22 %, la media entre 1990 y 2020. Aunque estos supuestos relativos a las proyecciones pueden influir en los valores absolutos del crecimiento potencial, no afectan al análisis comparativo de los escenarios.

Anexo 6. Metodología de estimación: participación laboral regional

Para analizar las brechas de género en participación laboral con un enfoque regional se emplean datos microeconómicos recientes y una metodología de descomposición cuantitativa. Se utiliza la adaptación del método Blinder-Oaxaca para modelos no lineales, propuesta por Yun (2004), denominada en adelante como Blinder-Oaxaca-Yun (BOY). Esta técnica permite descomponer el aporte de las diferencias en características observables, como la educación, la composición del hogar, o la carga de cuidados, de las diferencias en los retornos o efectos de dichas características como normas de género, discriminación y barreras institucionales (factores no observables).

Se estiman modelos Probit de manera independiente para cada una de las cinco regiones y para cada sexo. La variable dependiente indica si el individuo está económicamente activo (1) o no (0). El modelo se especifica en función de variables explicativas (X) que incluyen factores demográficos y socioeconómicos individuales y del hogar. Una vez estimados los modelos probabilísticos, la brecha observada en la tasa de participación se descompone en dos componentes principales: uno explicado, atribuible a las diferencias en las características observables (dotaciones), y otro no explicado, atribuible a las diferencias en los coeficientes o retornos de esas características:

(A.6.1)

El componente no explicado engloba posibles efectos de discriminación, factores no observados, y diferencias en los comportamientos o retornos de las variables incluidas. En BOY, la no linealidad genera un término de interacción que, para fines de interpretación

económica, se suele incorporar al componente no explicado. Además, BOY permite desagregar la contribución de cada variable individual a los componentes de la brecha. Esto se logra utilizando derivados parciales de la función de probabilidad y una expansión de Taylor alrededor de puntos de referencia para obtener contribuciones aditivas de cada factor explicativo *(X_i)*. En este sentido, la descomposición resultante puede escribirse como:

(A.6.2)

Donde y son ponderadores que capturan la contribución de las diferencias en características y en coeficientes, respectivamente:

(A.6.3)

Un aspecto clave del análisis es observar el impacto de incluir explícitamente la variable de horas de cuidado no remunerado en las estimaciones. Esto permite cuantificar cómo cambia el componente no explicado de la brecha al considerar este factor, identificando así cuánto del diferencial previamente inexplicado se debía, en realidad, a esta variable omitida en análisis que no la incorporan.

Anexo 7

Gráfico A7.1. Descomposición Oaxaca-Blinder por dominios

Anexo 8. Metodología de estimación de los efectos asimétricos entre el crecimiento y el factor trabajo

A.8.1 Metodología

Modelo teórico

Para examinar la existencia de efectos asimétricos entre el crecimiento económico y el factor trabajo discriminado por género, considerando otros determinantes, se parte de un modelo de crecimiento estándar, que incorpora capital humano (Restuccia, 2013):

(A.8.1)

Donde es el producto interno bruto (PIB), y son los insumos tanto del capital físico como humano, respectivamente. es la productividad total de los factores (PTF). El capital humano se mide como el producto del aprendizaje (escolaridad) y de la intensidad del trabajo que es el producto de número de ocupados y las horas trabajadas . Bajo este modelo, se incorporan diferencias en género mediante la desagregación del factor de capital humano entre hombres y mujeres .

(A.8.2)

Para estimar la ecuación (A.8.2) de forma reducida, las variables se transforman en términos logarítmicos. Además, se supone que la apertura económica y los términos de intercambio

son determinantes de la PTF [82] . Las variables en minúsculas corresponden al logaritmo natural sobre cada uno de los componentes (ej:):

(A.8.3)

Estrategia empírica

Una estrategia econométrica para estimar la ecuación (A.8.3), bajo el enfoque de cointegración, es mediante un modelo autoregressive distributed lag (ARDL), el cual, siguiendo a Pesaran, Shin y Smith (2001), se representa dinámicamente como:

(A.8.4)

La ecuación (A.8.4) representa un modelo de cointegración lineal, en el cual los coeficientes destacados en negrita, corresponden a las elasticidades de largo plazo. Así, el efecto lineal diferenciado del capital humano entre hombres y mujeres sobre la producción se calcula como la diferencia entre y δ. No obstante, el análisis también propone un modelo no lineal que contempla efectos diferenciados por género respecto a un umbral especifico. Por ejemplo, podrían observarse diferencias en los efectos cuando el capital humano, tanto masculino como femenino, presenta aumentos o disminuciones respecto a dicho umbral. Siguiendo la propuesta metodológica de Shin, Yu y Greenwood-Nimmo (2014), la versión no lineal del modelo ARDL (NARDL) se expresa como:

(A.8.5)

Las asimetrías modeladas corresponden a los impactos diferenciados tanto por género como por variaciones en el capital humano respecto a un umbral establecido. Esto significa que los efectos de los cambios en el capital humano pueden ser distintos dependiendo de si superan o no dicho umbral, y que estos efectos pueden variar entre hombres y mujeres:

(A.8.6)

Para la estrategia empírica se probaron distintas especificaciones para los rezagos de corto plazo (p, q, b, r, s, v), seleccionando el modelo que presentara el mejor criterio de información de Akaike (AIC) y coeficientes estadísticamente significativos. Siguiendo a Greenwood-Nimmo et al. (2012) y Shin et al. (2014), quienes recomiendan definir umbrales que eviten subseries por encima o por debajo del umbral con una indeseable baja cantidad de datos efectivamente usables, en este ejercicio se define que el umbral para los hombres , corresponde al promedio de todos los crecimientos en , mientras que para las mujeres se define como el promedio de los crecimientos positivos en .

Cuadro A8.1 Variables utilizadas en la estimación

Gráfico A8.1. Respuestas del PIB a un choque en h por encima y por debajo del umbral

A.8.2 Información estadística

Para la estimación del modelo econométrico se utiliza información trimestral correspondiente al periodo comprendido entre el primer trimestre de 1984 y el cuarto trimestre de 2022. El Cuadro A.8.1 presenta las variables empleadas junto con sus respectivas fuentes. Es importante señalar que, para los resultados del modelo, el capital humano se descompone en: i) aprendizaje (y) e ii) intensidad del trabajo [83].

A.8.3 Resultados adicionales y funciones de impulso respuesta modelo NARDL

El Cuadro A.8.2 presenta los resultados de la estimación del modelo NARDL (7,9) [84]. Se observa que todos los coeficientes son estadísticamente significativos y que los signos de las variables de control son coherentes con los hallazgos previos en la literatura. Por ejemplo, un mayor acervo de capital físico, un elevado grado de apertura económica y mejores términos de intercambio tienen efectos positivos sobre el PIB. En los gráficos siguientes se presentan las funciones de impulso-respuesta del PIB ante un choque en el capital humano, por encima y por debajo del umbral, y desagregadas por sexo.

Cuadro A8.2 Determinantes del PIB: estimación no lineal

Gráfico A8.2. Respuestas del PIB a un choque en h de hombres por encima y por debajo del umbral

Gráfico A8.3. Respuestas del PIB a un choque en h de mujeres por encima y por debajo del umbral

Referencias

↩ ANIF. 2025. "Trabajo doméstico y de cuidado no remunerado: una realidad de las niñas colombianas". *Comentario Económico*, mayo 29 de 2025.

↩ Aaronson, Daniel, Luojia Hu, Arian Seifoddini y Daniel Sullivan. 2014. "Declining labor force participation and its implications for unemployment". *Economic Perspectives* 38(4): 100-138.

↩ Aaronson, Stephanie, Bruce Fallick, Andrew Figura, Jonathan Pingle y William Wascher. 2006. "The Recent Decline in the Labor Force Participation Rate and Its Implications for Potential Labor Supply". *Brookings Papers on Economic Activity* 37(1): 69-154.

↩ Abadía, Luz Karime y Gloria Bernal. 2017. "A Widening Gap? A Gender-Based Analysis of Performance on the Colombian High School Exit Examination". *Revista de Economía del Rosario* 20(1): 5-31. https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.6144

↩ Abadía, Luz Karime y Sara De la Rica. 2011. "Changes in the Gender Wage Gap and the

Role of Education and other Job Characteristics Colombia: 1994-2010". *Vniversitas Económica* 11(8): 1-36.

↩ Abdul Kareem, Hauwah y Khadijah Iddrisu. 2025. "Microfinance and Women's Economic Empowerment in Nigeria: Challenges and Policy Perspectives". En Ibrahim Nandom Yakubu (ed.), *Strategic Approaches to Banking Business and Sustainable Development Goals*, capítulo 6, 103-116. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-031-80744-2_6

↩ Acosta, Karina y Julio Romero. 2014. "Estimación indirecta de la tasa de mortalidad infantil en Colombia, 1964-2008". Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional y Urbana (199). Banco de la República de Colombia.

↩ Ahlburg, Dennis A. y Brian P. McCall. 2021. "One hundred years of the gender gap in examination results at the University of Oxford". *History of Education* 50(2): 240-256. https://doi.org/10.1080/0046760X.2020.1836266

↩ Akeju, Kemi Funlayo. 2024. "Gender and Digital Financial Inclusion: Assessment of Rural/Urban Dichotomy in Microfinance and Table Banking Operations in ECOWAS". En Tinuade Adekunbi Ojo (ed.), *Women and Finance in Africa*, capítulo 11, 123-133. Springer.

↩ Alan, Sule, Seda Ertaç e Ipek Mumcu. 2018. "Gender Stereotypes in the Classroom and Effects on Achievement". *The Review of Economics and Statistics* 100(5): 876-890. https://doi.org/10.1162/rest_a_00756

↩ Alcaldía Mayor de Bogotá. 2024. "Evaluación del Sistema Distrital de Cuidado – SIDICU". https://www.sdp.gov.co/gestion-socioeconomica/evaluacion-politicas-publicas/evaluaciones/evaluacion-sistema-distrital-de-cuidado-sidicu

↩ Alcaldía Mayor de Bogotá. 2025. "Manzanas del cuidado de Bogotá". https://manzanasdelcuidado.gov.co/

↩ Alesina, Alberto, Francesca Lotti y Paolo Mistrulli. 2013. "Do women pay more for credit? Evidence from Italy". *Journal of the European Economic Association* 11(1): 45-66.

↩ Alix-Garcia, Jennifer, Laura Schechter, Felipe Valencia y Jessica Zhu. 2022. "Country of women? Repercussions of the Triple Alliance War in Paraguay". *Journal of Economic Behavior & Organization* 202(C): 131-167.

↩ Amador Osuna, Diego, Raquel Bernal Salazar y Ximena Peña Parga. 2013. "El aumento en la participación laboral femenina en Colombia: ¿fecundidad, estado civil o educación?". Documentos CEDE. Universidad de los Andes. https://doi.org/10.57784/1992/8412

↩ Amarante, Veronica, Maira Colacce y Pilar Manzi. 2017. "The gender gap in pensions in Latin America". *International Social Security Review* 70(2): 57-85.

↩ Ambler, Kate. 2016. "Bargaining with grandma: The impact of the South African pension on household decision-making". *Journal of Human Resources* 51(4): 900-932.

↩ Anderson, Mark, Rajiv Banker y Surya Janakiraman. 2003. "Are Selling, General, and

Administrative Costs 'Sticky'?". *Journal of Accounting Research* 41: 47-63.

↩ André, Christophe, Peter Gal y Matthias Schief. 2024. "Enhancing productivity and growth in an ageing society". OECD Economics Department Working Papers (1807). OECD.

↩ Angel-Urdinola, Diego y Quentin Wodon. 2006. "The Gender Wage Gap and Poverty in Colombia". *Labour* 20(4): 721-739.

↩ Angelov, Nikolay, Per Johansson y Erica Lindahl. 2016. "Parenthood and the Gender Gap in Pay". *Journal of Labor Economics* 34(3): 545-579.

↩ Arango, Luis E. y Carlos E. Posada. 2003. "La participación laboral en Colombia". *Coyuntura social*, Fedesarrollo. http://hdl.handle.net/11445/1063

↩ Arango, Luis E., Carlos E. Posada y Alejandro Charry. 2003. "La participación laboral en Colombia según la nueva encuesta: ¿cambian sus determinantes?". Borradores de Economía (250). Banco de la República de Colombia.

↩ Arango, Luis E., Fredy F. Parra-Escobar y Álvaro J. Pinzón-Giraldo. 2016. "El ciclo económico y el mercado de trabajo en Colombia: 1984-2014". *Ensayos Sobre Política Económica* 34: 206-228.

↩ Arellano, Manuel y Stéphane Bonhomme. 2017. "Quantile selection models with an application to understanding changes in wage inequality". *Econometrica* 85(1): 1-28.

↩ Arenas de Mesa, Alberto y Claudia Robles. 2024. *Sistemas de pensiones no contributivos en América Latina y el Caribe: avanzar en solidaridad con sostenibilidad*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

↩ Arias, Adriana y Patricia Román. 2007. "Una revisión a la composición y transición demográfica en Colombia". *Revista de la Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y Reflexión* 15(2): 61-78.

↩ Arias, Oscar, Catalina Canals, Alejandra Mizala y Francisco Meneses. 2023. "Gender gaps in mathematics and language: The bias of competitive achievement tests". *PLoS ONE* 18(3): e0283384. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0283384

↩ Arrow, Kenneth. 1971. "The Theory of Discrimination". Working Papers (403). Universidad de Princeton.

↩ Arrow, Kenneth. 1972. "Some Mathematical Models of Race Discrimination in the Labor Market". En Anthony H. Pascal (ed.), *Racial discrimination in economic life*. Lexington Books.

↩ Autor, David, David Figlio, Krzysztof Karbownik, Jeffrey Roth y Melanie Wasserman. 2019. "Family disadvantage and the gender gap in behavioral and educational outcomes". *American Economic Journal: Applied Economics* 11(3): 338-381.

↩ Averkamp, Dorothée, Christian Bredemeier y Falko Juessen. 2024. "Decomposing gender wage gaps: a family economics perspective". *The Scandinavian Journal of Economics* 126(1):

5-37. https://doi.org/10.1111/sjoe.12542

↩ Azmat, Ghazala y Rosa Ferrer. 2017. "Gender gaps in performance: Evidence from young lawyers". *Journal of Political Economy* 125(5): 1306-1355.

↩ Badel, Alejandro y Ximena Peña. 2010. "Decomposing the gender wage gap with sample selection adjustment: Evidence from Colombia". Documentos CEDE. Universidad de los Andes.

↩ Baker Stein, Marnie. 2023. "How online learning and remote work could level the playing field for women". World Economic Forum. https://www.weforum.org/stories/2023/06/online-learning-remote-work-gender-gap/

↩ Baloch, Amdadullah, Said Z. Shah, Zaleha Noor y Balach Rasheed. 2016. "An empirical analysis of the impact of gender gap on economic growth: A panel data approach". *The Empirical Economics Letters* 15(12): 1157-1166.

↩ Banca de las Oportunidades. 2023. *Reporte de Inclusión Financiera 2023*. https://www.bancadelasoportunidades.gov.co/sites/default/files/2025-05/REPORTE%20DE%20INCLUSIO%CC%81N%20FINANCIERA%202023_09052025.pdf

↩ Banco Mundial. 2021. *Global Findex 2021*. Banco Mundial.

↩ Banco Mundial. 2024. *Trajectories: Prosperity and Poverty Reduction in the Colombian Territory*. Banco Mundial.

↩ Banco de la República. 2023a. *Informe de la Junta Directiva al Congreso de la República*, julio. https://www.banrep.gov.co/es/publicaciones-investigaciones/informe-junta-directiva-congreso/julio-2023

↩ Banco de la República. 2023b. *Informe especial de inclusión financiera*. https://www.banrep.gov.co/es/publicaciones-investigaciones/informes-especiales-estabilidad-financiera/inclusion-financiera-2023-semestre-1

↩ Bando, Rosangela, Sebastian Galiani y Paul Gertler. 2020. "The effects of noncontributory pensions on material and subjective well-being". *Economic Development and Cultural Change* 68(4): 1233-1255.

↩ Banerjee, Biswajit. 2014. "Occupational segregation and gender differentials in earnings in Macedonia". *IZA Journal of European Labor Studies* 3(1).

↩ Banerjee, Madhusree. 2019. "Gender equality and labour force participation: Mind the gap". *ANTYAJAA: Indian Journal of Women and Social Change* 4(1): 113-123.

↩ Barasinska, Nataliya y Dorothea Schäfer. 2010. "Are women more credit-constrained than men? Evidence from a rising credit market". FINESS Working Paper (D.6.3).

↩ Barro, Robert y Jong-Wha Lee. 1994. "Sources of Economic Growth". *Carnegie-Rochester*

Conference Series on Public Policy (40): 1-46.

↩ Becerra, Oscar, Manuel García-Huitrón y Carolina González-Velosa. 2022. "Protección económica a la vejez en Colombia: avenidas de reforma". Nota Técnica (2443). Banco Interamericano de Desarrollo. https://doi.org/10.18235/0004101

↩ Becerra, Oscar, Marcela Eslava, David Pérez y Hernando Zuleta. 2022. "Regresivo, excluyente e ineficiente ¿qué hacer con el sistema de pensiones?". Nota Macroeconómica (35). Universidad de los Andes.

↩ Becerra, Oscar, Natalia Ramírez, Ana María Tribin, Juana Piñeros y Daniela Gonzáles. 2023. *Protección económica en la vejez de las mujeres en Colombia*. Universidad de los Andes, Digna Trabajo y género. https://www.proyectodigna.com/

↩ Becerra, Oscar. 2025. "A Simulation Model for the Colombian Pension System". Documento CEDE (31). Universidad de los Andes.

↩ Becker, Gary S. 1964. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. National Bureau of Economic Research.

↩ Becker, Gary S. 1971. *The Economics of Discrimination*. The University of Chicago Press.

↩ Becker, Gary S. 1981. *A Treatise on the Family*. National Bureau of Economic Research.

↩ Becquet, Valentine, Nicolás Sacco e Ignacio Pardo. 2022. "Disparities in gender preference and fertility: Southeast Asia and Latin America in a comparative perspective". *Population Research and Policy Review* 41(3): 1295-1323.

↩ Bernat, Luisa F. 2007. "¿Quiénes son las mujeres discriminadas?: enfoque distributivo de las diferencias salariales por género". *Borradores de Economía y Finanzas* (13).

↩ Berniell, Inés, Lucila Berniell, Dolores de la Mata, Maria Edo y Mariana Marchionni. 2021. "Gender gaps in labor informality: The motherhood effect". *Journal of Development Economics* 150: 102599.

↩ Berniell, Inés, Raquel Fernández y Sonia Krutikova. 2024. "Gender Inequality in Latin America and the Caribbean". Working Paper (32104). National Bureau of Economic Research.

↩ Bertrand, Marianne. 2011. "New Perspectives on Gender". En Orley Ashenfelter y David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, capítulo 17, 1543-1590.

↩ Bhalotra, Sonia y Marcela Umaña-Aponte. 2010. "The Dynamics of Women's Labour Supply in Developing Countries". The Centre for Market and Public Organisation. https://EconPapers.repec.org/RePEc:bri:cmpowp:10/235

↩ Bian, Lin, Sarah Leslie y Andrei Cimpian. 2017. "Gender stereotypes about intellectual ability emerge early and influence children's interests". *Science* 355(6323): 389-391. https://doi.org/10.1126/science.aah6524

↩ Blattman, Christopher, Jason Hwang y Jeffrey G. Williamson. 2003. "The Terms of Trade and Economic Growth in the Periphery 1870-1938". NBER Working Papers (9940). National Bureau of Economic Research.

↩ Blau, Francine y Lawrence Kahn. 2000. "Gender Differences in Pay". *Journal of Economic Perspectives* 14(4): 75-99.

↩ Blau, Francine y Lawrence Kahn. 2013. "Female Labor Supply: Why Is the United States Falling Behind?". *American Economic Review* 103(3): 251-256. https://doi.org/10.1257/aer.103.3.251

↩ Blau, Francine D. y Lawrence M. Kahn. 2017. "The gender wage gap: Extent, trends, and explanations". *Journal of Economic Literature* 55(3): 789-865.

↩ Blinder, Alan. 1973. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates". *Journal of Human Resources* 8(4): 436-455.

↩ Boltz-Laemmel, Marie, Ana María Díaz y Luz Magdalena Salas. 2024. "Hidden Biases: Misperceptions About Women's Labor Force Participation Among Couples in Colombia". *Revue d'economie du développement* 32: 57-66.

↩ Bolívar Restrepo, Maria Cristina, Laura Carla Moisá Elicabide y Nicolás Alberto Moreno Reyes. 2024. "Informalidad laboral femenina en Colombia: composición y determinantes socioeconómicos". *Cuadernos de Economía* 43(91): 231-263. https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v43n91.97881

↩ Bonet, Jaime y Adolfo Meisel. 2008. "Diferencias regionales en la distribución del ingreso en Colombia". Documentos de Trabajo sobre Economía Regional (108). Banco de la República de Colombia.

↩ Bonilla-Mejía, Leonardo. 2010. "Demografía, juventud y homicidios en Colombia, 1979-2006". *Lecturas de Economía* 72: 77-102. https://doi.org/10.17533/udea.le.n72a6501

↩ Borra, Cristina, María Iacovou y Almudena Sevilla. 2023. "Adolescent development and the math gender gap". *European Economic Review* 158: 104542. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2023.104542

↩ Bourguignon, François, Francisco Ferreira y Marta Menéndez. 2007. "Inequality of Opportunity in Brazil". *Review of Income and Wealth* 53(4): 585-618.

↩ Brainerd, Elizabeth. 2017. "The lasting effect of sex ratio imbalance on marriage and family: Evidence from World War II in Russia". *Review of Economics and Statistics* 99(2): 229-242.

↩ Bruckner, Tim y Ralph Catalano. 2018. "Selection in utero and population health: theory and typology of research". *SSM-Population Health* 5: 101-113.

↩ Brummet, Quentin. 2008. "The Effect of Gender Inequality on Growth: A Cross-Country Empirical Study". *Honors Projects* 88.

↩ Brunori, Paolo, Francisco Ferreira y Guido Neidhöfer. 2023b. "Inequality of Opportunity and Intergenerational Persistence in Latin America". WIDER Working Paper (2023/39). UNU-WIDER.

↩ Brunori, Paolo, Paul Hufe y Daniel Gerszon Mahler. 2023a. "The Roots of Inequality: Estimating Inequality of Opportunity from Regression Trees". *Scandinavian Journal of Economics* 125(4): 900-932.

↩ Brück, Tilman, Michele Di Maio y Sami Miaari. 2019. "Learning the hard way: The effect of violent conflict on student academic achievement". *Journal of the European Economic Association* 17(5): 1502-1537. https://doi.org/10.1093/jeea/jvy051

↩ Bucher-Koenen, Tabea, Rob J. Alessie, Annamaria Lusardi y Maarten van Rooij. 2021. "Fearless Woman: Financial Literacy and Stock Market Participation". NBER Working Paper (28723). National Bureau of Economic Research.

↩ Burn, Katherine y Cassandra Szoeke. 2016. "Boomerang families and failure-to-launch: Commentary on adult children living at home". *Maturitas* 83: 9-12.

↩ Calderón, Valentina, Margarita Gáfaro González y Ana María Ibáñez Londoño. 2011. "Desplazamiento forzoso, participación laboral femenina y poder de negociación en el hogar: ¿empodera el conflicto a las mujeres?". Documentos CEDE (9252). Universidad de los Andes. https://doi.org/10.57784/1992/8283

↩ Callaway, Brantly y Pedro Sant'Anna. 2021. "Difference-in-Differences with multiple time periods". *Journal of Econometrics* 225(2): 200-230.

↩ Campbell, Janine Anne, Joseph McIntyre y Natalia Kucirkova. 2021. "Gender Equality, Human Development, and PISA Results over Time". *Social Sciences* 10: 480. https://doi.org/10.3390/socsci10120480

↩ Cardona-Sosa, Lina, Luz A. Flórez y Leonardo Morales-Zurita. 2016. "Intra-household labour supply after an unemployment event: The added worker effect". Borradores de Economía (944). Banco de la República de Colombia.

↩ Carlana, Michela. 2019. "Implicit Stereotypes: Evidence from Teachers' Gender Bias". *The Quarterly Journal of Economics* 134(3): 1163-1224. https://doi.org/10.1093/qje/qjz008

↩ Caro Guevara, Nata Daniela. 2023. "Penalidad a la maternidad: evidencia en el mercado laboral colombiano". Documento CEDE – Estudiantes PEG (3). Universidad de los Andes.

↩ Carrell, Scott, Marianne Page y James West. 2010. "Sex and Science: How Professor Gender Perpetuates the Gender Gap". *The Quarterly Journal of Economics* 125(3): 1101-1144. https://doi.org/10.1162/qjec.2010.125.3.1101

↩ Centro Nacional de Consultoría. 2023. *Informe de apropiación digital 2023*. https://www.centronacionaldeconsultoria.com/apropiacion-digital

↩ Centro Nacional de Consultoría. 2024. *Informe de apropiación digital 2024*. Centro Nacional

de Consultoría.

↩ Centro de Estudios en Gobierno Corporativo del CESA (CEGC). 2025. "Histórico: participación de mujeres en juntas directivas de Colombia alcanzó 25.6%". https://www.cesa.edu.co/news/historico-participacion-de-mujeres-en-juntas-directivas-de-colombia-alcanzo-256/

↩ Cerutti, Eugenio, Stijn Claessens y Andrew K. Rose. 2019. "How Important is the Global Financial Cycle? Evidence from Capital Flows". *IMF Economic Review* 67(1): 24-60.

↩ Chao, Fengqing, Patrick Gerland, Alex Cook y Leontine Alkema. 2019. "Systematic assessment of the sex ratio at birth for all countries and estimation of national imbalances and regional reference levels". *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* 119(19): 9303-9311. https://doi.org/10.1073/pnas.1812593116

↩ Chen, Ruoyu y Lingxiang Zhang. 2019. "Imbalance in China's sex ratio at birth: a review". *Journal of Economic Surveys* 33(3): 1050-1069.

↩ Chioda, Laura. 2016. *Work and family: Latin American and Caribbean women in search of a new balance*. Latin American Development Forum Series. World Bank Group.

↩ Cnattingius, Sven y Bengt Haglund. 1992. "Socio-economic factors and feto-infant mortality". *Scandinavian Journal of Social Medicine* 20(1): 11-13.

↩ Cobo, Adolfo. 2005. "Output Gap in Colombia: An Eclectic Approach". Borradores de Economía (327). Banco de la República de Colombia.

↩ Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). 2023. "La igualdad de género y la autonomía de las mujeres y las niñas en la era digital: aportes de la educación y la transformación digital en América Latina y el Caribe". Conferencia Regional sobre la Mujer de América Latina y el Caribe. CEPAL.

↩ Committe for the Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel. 2023. "Scientific Background to the Sveriges Riksbank Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel 2023". Nobel Prize in Economics Documents (2023-2).

↩ Conde-Ruiz, José Ignacio e Ignacio Marra de Artíñano. 2016. "Gender gaps in the Spanish labor market". *Estudios sobre la Economía Española* (32). FEDEA, Madrid.

↩ Consejo Nacional de Política Económica y Social (CONPES). 2025. "Plan Nacional del Cuidado". Documento CONPES (4143). Departamento Nacional de Planeación.

↩ Correll, Shelley, Stephen Benard e In Paik. 2007. "Getting a Job: Is There a Motherhood Penalty?". *American Journal of Sociology* 112(5): 1297-1338.

↩ Cowell, Frank A. 1985. "Measures of distributional change: An axiomatic approach". *The Review of Economic Studies* 52(1): 135-151.

↩ Crenshaw, Kimberlé W. 1991. "Mapping the Margins: Intersectionality, Identity Politics, and

Violence against Women of Color". *Stanford Law Review* 43(6): 1241-1299.

↩ Cuberes, David y Marc Teignier. 2012. "Gender gaps in the labor market and aggregate productivity". Sheffield Economic Research Paper Series (2012017). University of Sheffield.

↩ Cuberes, David y Marc Teignier. 2014. "Gender Inequality and Economic Growth: A Critical Review". *Journal of International Development* 26(2): 260-276.

↩ Cuberes, David, Monique Newiak y Marc Teignier. 2017. "Gender Inequality and Macroeconomic Performance". En Kalpana Kochhar, Sonali Jain-Chandra y Monique Newiak (eds.), *Women, Work, and Economic Growth. Leveling the Playing Field*, capítulo 3, 31-48. International Monetary Fund.

↩ Cucagna, Emilia y Javier Romero. 2021. "The Gendered Impacts of COVID-19 on Labor Markets in Latin America and the Caribbean". World Bank Operational Report (35191). World Bank Group.

↩ Cukrowska-Torzewska, Ewa y Anna Matysiak. 2020. "The motherhood wage penalty: A meta-analysis". *Social Science Research* 88-89: 102416. https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2020.102416

↩ DANE. 2020a. "Participación de las mujeres colombianas en el mercado laboral". Departamento Administrativo Nacional de Estadística. https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/genero/informes/Informe-participacion-mujer-mercado-laboral.pdf

↩ DANE. 2020b. "Mujeres rurales en Colombia". Departamento Administrativo Nacional de Estadística. https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/notas-estadisticas/sep-2020-mujeres-rurales.pdf

↩ DANE. 2021a. "Comportamiento de los componentes demográficos en Colombia en 2021 a partir de la Gran Encuesta Integrada de Hogares - GEIH y la Encuesta Nacional de Calidad de Vida – ENCV". *Informes de Estadística Sociodemográfica Aplicada* (21). Departamento Administrativo Nacional de Estadística.

↩ DANE. 2021b. "Brecha salarial de género en Colombia. Resultado 2020". Serie Notas Estadísticas. Departamento Administrativo Nacional de Estadística.

↩ DANE. 2023. "Mercado laboral de los grupos étnico-raciales en Colombia antes y después de los confinamientos por el Covid-19". *Nota Estadística* (2). Departamento Administrativo Nacional de Estadística. https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/notas-estadisticas-casen/abr-2023-Mercado-Laboral-Etnico-Raciales.pdf

↩ DANE. 2024a. "Pobreza monetaria en Colombia. Resultados nacionales 2023". *Boletín técnico*. Departamento Administrativo Nacional de Estadística.

↩ DANE. 2024b. "Mujeres y hombres: brechas de género en Colombia". Departamento

Administrativo Nacional de Estadística, Consejería Presidencial para la Equidad de la Mujer y ONU Mujeres.

↩ DANE. 2025. "Mercado laboral según sexo. Trimestre móvil diciembre 2024 - febrero 2025". *Boletín técnico*. Departamento Administrativo Nacional de Estadística.

↩ DANE. s. f. "Proyecciones de población". Departamento Administrativo Nacional de Estadística. https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/demografia-y-poblacion/proyecciones-de-poblacion

↩ Dabla-Norris, Era y Kalpana Kochhar. 2019. "Las mujeres y el crecimiento económico". *Finanzas y Desarrollo* 56(1): 1-7.

↩ Dávalos, María E. y Juan M. Monroy. 2025. "Where You Are Born Matters: Inequality of Opportunities and Intergenerational Mobility across Colombia's Territory". Policy Research Working Paper (11126). World Bank Group.

↩ De Andrés, Pablo, Ricardo Gimeno y Ruth Mateos de Cabo. 2021. "The gender gap in bank credit access". *Journal of Corporate Finance* 71: 101782.

↩ Deaton, Angus. 1997. *The Analysis of Household Surveys: A Microeconometric Approach to Development Policy*. World Bank Publications.

↩ Del Río, María F., Katherine Strasser y María I. Susperreguy. 2016. "¿Son las habilidades matemáticas un asunto de género?: los estereotipos de género acerca de las matemáticas en niños y niñas de kínder, sus familias y educadoras". *Calidad en la Educación* (45): 20-53. https://dx.doi.org/10.4067/S0718-45652016000200002

↩ Di Tommaso, María L., Dalit Contini, Dalila De Rosa, Francesa Ferrara, Daniela Piazzalunga y Ornella Robutti. 2024. "Tackling the gender gap in mathematics with active learning methodologies". *Economics of Education Review* 100(C): 102538. https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2024.102538

↩ Ding, Weili, Yipeng Tang y Yongmei Hu. 2023. "Closing the gender gap in science: new evidence from urban China". *Education Economics* 31(5): 531-554. https://doi.org/10.1080/09645292.2022.2113858

↩ Dossi, Gaia, David Figlio, Paola Giuliano y Paola Sapienza. 2021. "Born in the family: Preferences for boys and the gender gap in math". *Journal of Economic Behavior and Organization* 183(C): 175-188. https://doi.org/10.1016/j.jebo.2020.12.012

↩ Dowker, Ann, Amar Sarkar y Chung Yen Looi. 2016. "Mathematics Anxiety: What Have We Learned in 60 Years?". *Frontiers in Psychology* 7: 508. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00508

↩ Druedahl, Jeppe, Mette Ejrnæs y Thomas Jørgensen. 2019. "Earmarked paternity leave and the relative income within couples". *Economics Letters* 180: 85-86. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2019.04.018

↩ Dulce Saucedo, Olga V., Darío Maldonado y Fabio Sánchez. 2022. "Is the proportion of female STEM teachers in secondary education related to women's enrollment in tertiary education STEM programs?". *International Journal of Educational Development* 91(C): 102591. https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2022.102591

↩ Díaz Escobar, Ana María, Luz Magdalena Salas Bahamón, Claudia Piras y Agustina Suaya. 2024. "Gender Disparities in Valuing Remote and Hybrid Work in Latin America". Working Paper (01584). Banco Interamericano de Desarrollo. https://doi.org/10.18235/0005683

↩ Edlund, Lena, Hongbin Li, Junjian Yi y Junsen Zhang. 2013. "Sex ratios and crime: Evidence from China". *Review of Economics and Statistics* 95(5): 1520-1534.

↩ Eisner, Victor, Margaret Pratt, Alfred Hexter, Marion Chabot y Naresh Sayal. 1978. "Improvement in infant and perinatal mortality in the United States, 1965-1973: I. priorities for intervention". *American Journal of Public Health* 68(4): 359-364.

↩ ElHamamsy, Laila, Barbara Bruno, Catherine Audrin, Morgane Chevalier, Sunny Avry, Jessica Dehler Zuferey y Francesco Mondada. 2023. "How are primary school computer science curricular reforms contributing to equity? Impact on student learning, perception of the discipline, and gender gaps". *International Journal of STEM Education* 10(1): 63. https://doi.org/10.1186/s40594-023-00438-3

↩ Elson, Diane. 2000. *Progress of the world's women*. UNIFEM Biennial Report. United Nations Development Fund for Women.

↩ Espino, Alma y Norma Sanchis. 2019. *El mercado laboral femenino en América Latina: Análisis de sus Características por Estrato Social y Desafíos en Materia de Política Pública*. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.

↩ Espinoza, Lorena, Claudia Matus, Joaquim Barbe, Jennypher Fuentes y Felipe Márquez. 2016. "Qué y cuánto aprenden de matemáticas los estudiantes de básica con el Método Singapur: evaluación de impacto y de factores incidentes en el aprendizaje, enfatizando en la brecha de género". *Calidad en la Educación* 45: 90-131. https://dx.doi.org/10.4067/S0718-45652016000200004

↩ Esteve-Volart, Berta. 2004. "Gender discrimination and growth: theory and evidence from India". LSE Research Paper (DEDPS42). London School of Economics and Political Science.

↩ Eurofound. 2016. *The gender employment gap: Challenges and solutions*. Publications Office of the European Union.

↩ Exley, Christine L. y Judd B. Kessler. 2022. "The Gender Gap in Self-Promotion". *The Quarterly Journal of Economics* 137(3): 1345-1381. https://doi.org/10.1093/qje/qjac003

↩ Farré, Lidia y Libertad González. 2019. "Does paternity leave reduce fertility?". *Journal of Public Economics* 172(C): 52-66.

↩ Farré, Lidia, Libertad González, Claudia Hupkau y Jenifer Ruiz-Valenzuela. 2025. "Paternity Leave in Spain". Discussion Paper del Centre for Economic Performance (2111).

↩ Fernández, María del Pilar. 2006. "Determinantes del diferencial salarial por género en Colombia, 1997-2003". *Desarrollo y Sociedad* 58(2): 165-208.

↩ Fernández, Raquel, Alessandra Fogli y Claudia Olivetti. 2004. "Mothers and sons: Preference formation and female labor force dynamics". *The Quarterly Journal of Economics* 119(4): 1249-1299.

↩ Fernández, Raquel. 2014. "Women's rights and development". *Journal of Economic Growth* 19(1): 37-80.

↩ Ferreira, Francisco y Jérémie Gignoux. 2011. "The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America". *Review of Income and Wealth* 57(4): 622-657.

↩ Fitzenberger, Bernd, Reinhold Schnabel y Gaby Wunderlich. 2004. "The gender gap in labor market participation and employment: A cohort analysis for West Germany". *Journal of Population Economics* 17(1): 83-116.

↩ Folbre, Nancy. 2006. "Measuring care: Gender, empowerment, and the care economy". *Journal of Human Development* 7(2): 183-199.

↩ Fortin, Nicole, Thomas Lemieux y Sergio Firpo. 2011. "Decomposition Methods in Economics". En Orley Ashenfelter y David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 4A, capítulo 1, 1-102. Elsevier Inc. https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)00407-2

↩ Frisancho, Verónica, Monserrat Bustelo y Mariana Viollaz. 2023. "¿Cómo es el mercado laboral para las mujeres en América Latina y el Caribe?". Policy Brief (2). Banco Interamericano de Desarrollo. https://doi.org/10.18235/0005341

↩ Galasso, Vicenzo y Paola Profeta. 2024. "Gender Differences in Math Tests: The Role of Time Pressure". *The Economic Journal* 134(664): 3461-3475. https://doi.org/10.1093/ej/ueae052

↩ Galiani, Sebastian, Paul Gertler y Rosangela Bando. 2016. "Non-contributory pensions". *Labour Economics* 38(C): 47-58.

↩ Gallego, Juan, Luis García, Andrés García y Carlos Medina. 2025. "Child Penalty and Maternity Leave: The Case of Colombia" (mimeo).

↩ Gallego-Vega, Luis Eduardo y María A. Casadiego. 2023. "A Gender Gap Analysis on Academic Performance in Engineering Students on Admission and Exit Standardized Tests". *Ingeniería e Investigación* 43(3): e103276. https://doi.org/10.15446/ing.investig.103276

↩ Galor, Oded y David N. Weil. 1996. "The Gender Gap, Fertility, and Growth". *American Economic Review* 85(3): 374-387.

↩ Galvis, Luis, Jaime Bonet, Leonardo Bonilla, Andrea Otero, Javier Pérez, Christian Posso y Diana Ricciuli. 2021. "Desigualdades del ingreso en Colombia: ¿cuáles son sus determinantes y cómo se han afectado por la pandemia del covid-19?". *Ensayos sobre Política Económica*

(104). Banco de la República de Colombia.

↩ Gamboa, Luis F. y Blanca Zuluaga. 2013. "Is There a Motherhood Penalty? Decomposing the Family Wage Gap in Colombia". *Journal of Family and Economic Issues* 34(4): 421-434. https://doi.org/10.1007/s10834-012-9343-y

↩ García-González, Juan y Anastasija Skrita. 2019. "Predicting academic performance based on students' family environment: Evidence for Colombia using classification trees". *Psychology, Society & Education* 11(3): 299-311. https://doi.org/10.25115/psye.v11i3.2056

↩ García-Rojas, Karen, Paula Herrera-Idárraga, Leonardo Morales-Zurita, Natalia Ramírez-Bustamante y Ana M. Tribin-Uribe. 2020. "(She)cession: The Colombian Female Staircase Fall". Borradores de Economía (1140). Banco de la República de Colombia.

↩ García-Silva, Erika, Sonia Perez-Suarez, Ana Zavala-Parrales, Frank Meléndez-Anzures y Angeles Dominguez. 2025. "Continuing education of academic women in STEM: perspectives on mentoring and professional roles". *Frontiers in Education* 10: 1473331. https://doi.org/10.3389/feduc.2025.1473331

↩ Ghaly, Mohamed, Viet Anh Dang y Konstantinos Stathopoulos. 2017. "Cash Holdings and Labor Heterogeneity: The Role of Skilled Labor". *The Review of Financial Studies* 30(10): 3636-3668. https://doi.org/10.1093/rfs/hhx045

↩ Gneezy, Uri, Muriel Niederle y Aldo Rustichini. 2003. "Performance in Competitive Environments: Gender Differences". *The Quarterly Journal of Economics* 118(3): 1049-1074. https://doi.org/10.1162/00335530360698496

↩ Gobernación de Antioquia. 2024. "En 16 municipios de Antioquia se implementa programa que promueve la corresponsabilidad en el trabajo del cuidado en el hogar". https://mujeresantioquia.gov.co/index.php/boletines/125-en-16-municipios-de-antioquia-se-implementa-programa-que-promueve-la-corresponsabilidad-en-el-trabajo-del-cuidado-en-el-hogar

↩ Gobernación de Antioquia. 2025. "Observatorio de Asuntos de Mujer y Género". https://mujeresantioquia.gov.co/index.php/observatorio

↩ Goldin, Claudia. 2006. "The quiet revolution that transformed women's employment, education, and family". *American Economic Review* 96(2): 1-21.

↩ Goldin, Claudia. 2014. "A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter". *American Economic Review* 104(4): 1091-1119.

↩ Goldin, Claudia y Lawrence Katz. 2016. "A most egalitarian profession: pharmacy and the evolution of a family-friendly occupation". *Journal of Labor Economics* 34(3): 705-746.

↩ Goldin, Claudia. 2024. "Nobel Lecture: An Evolving Economic Force". *American Economic Review* 114(6): 1515-1539. https://doi.org/10.1257/aer.114.6.1515

↩ Gontero, Sonia y Evelyn Vezza. 2023. "Participación laboral de las mujeres en América

Latina: Contribución al crecimiento económico y factores determinantes". Documento de Trabajo (67986). CEPAL.

↩ González, Andrés, Lavan Mahadeva, Juan D. Prada y Diego Rodríguez. 2011. "Policy Analysis Tool Applied to Colombian Needs: PATACON Model Description". Borradores de Economía (656). Banco de la República de Colombia.

↩ González, Libertad y Hosny Zoaby. 2021. "Does Paternity Leave Promote Gender Equality within Households?". CESifo Working Paper (9430). CESifo Munich.

↩ Gu, Jiajia, Lisa Kolovich, Jorge Mondragon, Monique Newiak y Michael Herrmann. 2024. "Promoting Gender Equality and Tackling Demographic Challenges". Gender Notes 2024(002). International Monetary Fund.

↩ Halim, Daniel, Michael O'Sullivan y Abhilasha Sahay. 2023. "Increasing Female Labor Force Participation". World Bank Group Gender Thematic Policy Notes Series.

↩ Harding, Jessica, Pamela Morris y Diane Hughes. 2015. "The relationship between maternal education and children's academic outcomes: A theoretical framework". *Journal of Marriage and Family* 77(1): 60-76. https://doi.org/10.1111/jomf.12156

↩ Hasparyk, Rebecca G., Rafael S. Marques Ribeiro y Ana Bottega. 2023. "Mind the wage gap: an empirical analysis of the impact of labour income inequality on economic growth". *Review of Keynesian Economics* 11(1): 10-30.

↩ Heckman, James. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica* 47(1): 153-161. https://doi.org/10.2307/1912352

↩ Hernández, Claudia. 2021. "Las mujeres STEM y sus apreciaciones sobre su transitar por la carrera universitaria". *Nova Scientia* 13(27): 1-32. https://doi.org/10.21640/ns.v13i27.2753

↩ Hoyos, Alejandro, Hugo Ñopo y Ximena Peña. 2010. "The Persistent Gender Earnings Gap in Colombia, 1994-2006". Documento CEDE (2010-16). Universidad de los Andes.

↩ Hufe, Paul, Ravi Kanbur y Andreas Peichl. 2022. "Measuring unfair inequality: Reconciling equality of opportunity and freedom from poverty". *The Review of Economic Studies* 89(6): 3345-3380.

↩ Humphrey, Don. 1940. "Alleged 'Additional Workers' in the Measurement of Unemployment". *Journal of Political Economy* 48(3): 412-419.

↩ Iacus, Stefano, Gary King y Giuseppe Porro. 2011. "Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching". *Political Analysis* 20(1): 1-24.

↩ International Telecommunication Union (ITU). 2024. "Measuring digital development. Facts and Figures". https://www.itu.int/hub/publication/d-ind-ict_mdd-2024-4/

↩ Iregui-Bohórquez, Ana María, Ligia Alba Melo-Becerra, María Teresa Ramírez-Giraldo y Ana María Tribin-Uribe. 2025a. *El camino hacia la igualdad de género en Colombia: todavía hay*

mucho por hacer. 2.a ed. Bogotá: Banco de la República. https://doi.org/10.32468/Ebook.664-429-7

↩ Iregui-Bohórquez, Ana María, Ligia Alba Melo-Becerra, María Teresa Ramírez-Giraldo y Jorge Leonardo Rodríguez-Arenas. (por aparecer). "Brechas de género en educación universitaria en Colombia".

↩ Iregui-Bohórquez, Ana María, Ligia Alba Melo-Becerra, María Teresa Ramírez-Giraldo y Jorge Leonardo Rodríguez-Arenas. 2025b. "De la cobertura al desempeño: Explorando las brechas de género en el sistema educativo colombiano". Borradores de Economía (1301). Banco de la República de Colombia.

↩ Iregui-Bohórquez, Ana María, Ligia Alba Melo-Becerra, María Teresa Ramírez-Giraldo, Ana María Tribin-Uribe y Héctor Zarate-Solano. 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

↩ James, William y Victor Grech. 2017. "A review of the established and suspected causes of variations in human sex ratio at birth". *Early Human Development* 109: 50-56. https://doi.org/10.1016/j.earlhumdev.2017.03.002

↩ Jankowski, John. 2011. "Caregiver Credits in France, Germany, and Sweden: Lessons for the United States". *Social Security Bulletin* 71(4). https://www.ssa.gov/policy/docs/ssb/v71n4/v71n4p61.html

↩ Jann, Ben. 2008. "The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models". *The Stata Journal* 8(4): 453-479.

↩ Jaramillo-Echeverri, Juliana, Adolfo Meisel-Roca y María Teresa Ramírez-Giraldo. 2019. "More than 100 years of improvements in living standards: the case of Colombia". *Cliometrica* 13(3): 323-366.

↩ Jaramillo-Echeverri, Juliana. 2023. "La transición de la fecundidad en Colombia: nueva evidencia regional". *Cuadernos de Historia Económica* (60).

↩ Jaramillo-Echeverri, Juliana. 2024a. "Simultaneous and widespread: Colombia's fertility transition". *Population, Space and Place* 30(8): 1-13. https://doi.org/10.1002/psp

↩ Jaramillo-Echeverri, Juliana. 2024b. "Understanding the relationship between women's education and fertility decline: Evidence from Colombia". *Cuadernos de Historia Económica* (63).

↩ Jefferson, Therese. 2009. "Women and Retirement Pensions: A Research Review". *Feminist Economics* 15(4): 115-145.

↩ Joubert, Clement y Petra Todd. 2024. "Gender pension gaps in a private retirement accounts system: A dynamic model of household labor supply and savings". *Journal of Econometrics* 243(1-2): 105337.

↩ Juárez, Laura y Yunuen Nicte Rodríguez Piña. 2021. "El efecto de las pensiones no contributivas sobre el bienestar subjetivo de los adultos mayores en México". *Estudios Económicos* 36(2): 279-330. https://doi.org/10.24201/ee.v36i2.421

↩ Killingsworth, Mark R. y James J. Heckman. 1986. "Female labor supply: A survey". En Orley Ashenfelter y Richard Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics* 1: 103-204. Elsevier.

↩ Klasen, Stephan y Francesca Lamanna. 2009. "The Impact of Gender Inequality in Education and Employment on Economic Growth: New Evidence for a Panel of Countries". *Feminist Economics* 15(3): 91-132.

↩ Klasen, Stephan. 2019. "What explains uneven female labor force participation levels and trends in developing countries?". *The World Bank Research Observer* 34(2): 161-197.

↩ Kleven, Henrik, Camille Landais y Jakob Egholt-Søgaard. 2019. "Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark". *American Economic Journal: Applied Economics* 11(4): 181-209.

↩ Kleven, Henrik, Camille Landais, Johanna Posch y Andrea Steinhauer. 2019. "Child Penalties Across Countries: Evidence and Explanations". *AEA Papers and Proceedings* 109: 122-126.

↩ Kleven, Henrik, Camille Landais, Johanna Posch, Andrea Steinhauer y Josef Zweimüller. 2020. "Do Family Policies Reduce Gender Inequality? Evidence from 60 Years of Policy Experimentation". Working Paper (28082). National Bureau of Economic Research.

↩ Kleven, Henrik, Camille Landais y Gabriel Leite-Mariante. 2024. "The Child Penalty Atlas". *The Review of Economic Studies* 92(5): 3174-3207. https://doi.org/10.1093/restud/rdae104

↩ Kuziemko, Ilyana, Jessica Pan, Jenny Shen y Ebonya Washington. 2018. "The Mommy Effect: Do Women Anticipate the Employment Effects of Motherhood?". Working Paper (24740). National Bureau of Economic Research.

↩ Lagerlöf, Nils-Petter. 2003. "Gender Equality and Long-Run Growth". *Journal of Economic Growth* 8(4): 403-426.

↩ Lardelli, Pablo, José Ignacio Blanco, Miguel Delgado-Rodríguez, Aurora Bueno, Juan de Dios Luna y Ramón Gálvez. 1993. "Influence of socioeconomic and health care development on infant and perinatal mortality in Spain 1975-86". *Journal of Epidemiology and Community Health* 47(4): 260-264.

↩ Lasso, Francisco y Mario Ramos. 2025. "A Cohort Analysis of the Gender Gap in Labor Force Participation in Colombia". Borradores de Economía (1326). Banco de la República de Colombia.

↩ Lasso, Francisco. 2020. "La Dinámica del mercado laboral colombiano: ¿cuál es el rol de los flujos de trabajadores?". Borradores de Economía (1120). Banco de la República de Colombia. https://doi.org/10.32468/be.1120

↩ Lavy, Victor y Edith Sand. 2018. "On the origins of gender gaps in human capital: Short-

and long-term consequences of teachers' biases". *Journal of Public Economics* 167(C): 263-279. https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2018.09.007

↩ Lee, Grace y Jaai Parasnis. 2014. "Discouraged workers in developed countries and added workers in developing countries? Unemployment rate and labour force participation". *Economic Modelling* 41(C): 90-98. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.04.005

↩ Levaillant, Mathieu, Lucie Levaillant, Nicolas Lerolle, Vallet Benoit y Jean-Francois Hamel-Broza. 2020. "Factors influencing medical students' choice of specialization: A gender based systematic review". *EclinicalMedicine* 28: 100589.

↩ Lippmann, Quentin y Claudia Senik. 2018. "Math, girls and socialism". *Journal of Comparative Economics* 46(3): 874-888.

↩ Lo Sasso, Anthony T., David Armstrong, Gaetano Forte y Susan E. Gerber. 2020. "Differences in Starting Pay for Male and Female Physicians Persist; Explanations for The Gender Gap Remain Elusive". *Health Affairs* 39(2): 256-263.

↩ Long, Clarence. 1953. "Impact of Effective Demand on the Labor Supply". *The American Economic Review* 43(2): 458-467.

↩ Lustig, Nora y Carola Pessino. 2013. "Social spending and income redistribution in Argentina during the 2000s: The increasing role of noncontributory pensions". *Public Finance Review* 42(3): 304-325.

↩ Magdalou, Brice y Richard Nock. 2011. "Income distributions and decomposable divergence measures". *Journal of Economic Theory* 146(6): 2440-2454. https://doi.org/10.1016/j.jet.2011.06.017

↩ Maina, Carol Wangari y Diána Koponicsné Györke. 2025. "A Selective Systematic Review and Bibliometric Analysis of Gender and Financial Literacy Research in Developing Countries". *Journal of Risk and Financial Management* 18(145). https://doi.org/10.3390/jrfm18030145

↩ Manning, Alan. 2006. "A Generalised Model of Monopsony". *The Economic Journal* 116(508): 84-100.

↩ Marcenaro-Gutierrez, Oscar, Luis Lopez-Agudo y Miguel Ropero-García. 2018. "Gender differences in adolescents' academic achievement". *Young* 26(3): 250-270. https://doi.org/10.1177/1103308817715163

↩ Martinez, Sebastian, Michelle Pérez, Luis Tejerina y Anastasiya Yarygina. 2020. "Pensions for the poor: The effects of non-contributory pensions in El Salvador". *Journal of Economics, Race, and Policy* 3(1): 96-115.

↩ Martínez, Claudia y Marcela Perticará. 2017. "Childcare effects on maternal employment: Evidence from Chile". *Journal of Development Economics* 126(C): 127-137.

↩ Meisel-Roca, Adolfo, María Teresa Ramírez-Giraldo y Daniela Santos-Cárdenas. 2019.

"Socio-economic determinants and spatial convergence of biological well-being: the case of Colombia, 1920-1990". *Revista de Historia Economica / Journal of Iberian and Latin American Economic History* 37(2): 297-338. https://doi.org/10.1017/S0212610919000053

↩ Miglino, Enrico, Nicolás Navarrete, Gonzalo Navarrete y Pablo Navarrete. 2023. "Health effects of increasing income for the elderly: evidence from a Chilean pension program". *American Economic Journal: Economic Policy* 15(1): 370-393.

↩ Minasyan, Anna, Juliane Zenker, Stephan Klasen y Sebastian Vollmer. 2019. "Educational gender gaps and economic growth: A systematic review and meta-regression analysis". *World Development* 122: 199-217.

↩ Mincer, Jacob. 1962. "Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply". En National Bureau of Economic Research (ed.), *Aspects of Labor Economics*, capítulo 3, 63-105. National Bureau of Economic Research.

↩ Mincer, Jacob y Solomon Polachek. 1974. "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women". *Journal of Political Economy* 82(2): 76-110.

↩ Montolio, Daniel y Pere Taberner. 2021. "Gender differences under test pressure and their impact on academic performance: A quasi-experimental design". *Journal of Economic Behavior & Organization* 191(C): 1065-1090. https://doi.org/10.1016/j.jebo.2021.09.021

↩ Morsy, Hanan. 2020. "Access to finance–Mind the gender gap". *The Quarterly Review of Economics and Finance* 78: 12-21.

↩ Munévar, Sandra, Adriana Silva y Jaime Sarmiento. 2019. "Exposición al conflicto armado y logro académico en Colombia". *Revista Desarrollo y Sociedad* 1(83): 13-53. https://doi.org/10.13043/dys.83.1

↩ Munir, Farzana y Rudolf Winter-Ebmer. 2018. "Decomposing international gender test score differences". *Journal for Labour Market Research* 52(12). https://doi.org/10.1186/s12651-018-0246-8

↩ Neyer, Ulrike y Daniel Stempel. 2021. "Gender Discrimination, Inflation, and the Business Cycle". *Journal of Macroeconomics* 70(C): 1-19.

↩ Niederle, Muriel y Lise Vesterlund. 2010. "Explaining the Gender Gap in Math Test Scores: The Role of Competition". *The Journal of Economic Perspectives* 24(2): 129-144. https://doi.org/10.1257/jep.24.2.129

↩ Núñez Méndez, Jairo, Juan Manuel Monroy, Juan David Ramírez y David Nicolás Lasso. 2022. *Diagnóstico multidimensional sobre las desigualdades en Colombia*. Fedesarrollo.

↩ Ñopo, Hugo. 2008. "Matching as a Tool to Decompose Wage Gaps". *The Review of Economics and Statistics* 90(2): 290-299. https://doi.org/10.1162/rest.90.2.290

↩ Oaxaca, Ronald. 1973. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets". *International Economic Review* 14(3): 693-709.

↩ OECD. 2023. *OECD Economic Surveys: Colombia 2023*. OECD Publishing.

↩ OECD. 2024a. *Estudios económicos de la OECD: Colombia 2024*. OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/e61e16ad-es

↩ OECD. 2024b. *PISA 2022 Technical Report*. OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/01820d6d-en

↩ OECD. s. f. OECD Dashboard on Gender Gaps. https://www.oecd.org/en/data/dashboards/gender-dashboard/employment-entrepreneurship.html

↩ OIT. 2014. "Evolución del empleo informal en Colombia: 2009-2013". Notas sobre formalización. Organización Internacional del Trabajo.

↩ 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". Organización Internacional del Trabajo. https://www.ilo.org/es/publications/serie-panorama-laboral-en-america-latina-y-el-caribe-2024-cerrar-la-brecha-0

↩ OIT. 2025. "Género e inclusión financiera". Organización Internacional del Trabajo. https://www.ilo.org/es/resource/otro/genero-e-inclusion-financiera

↩ Olarte, Liliana y Ximena Peña. 2010. "El efecto de la maternidad sobre los ingresos femeninos". *Ensayos sobre Política Económica* 28(63): 190-231.

↩ Olivera, Javier y Blanca Zuluaga. 2014. "The ex-ante effects of non-contributory pensions in Colombia and Peru". *Journal of International Development* 26: 949-973. https://doi.org/10.1002/jid.3008

↩ Olivetti, Claudia y Barbara Petrongolo. 2017. "The Economic Consequences of Family Policies: Lessons from a Century of Legislation in High-Income Countries". *Journal of Economic Perspectives* 31(1): 205-230.

↩ Olivetti, Claudia, Jessica Pan y Barbara Petrongolo. 2024. "The evolution of gender in the labor market". En Christian Dustmann y Thomas Lemieux (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 5, capítulo 8, 619-677. https://doi.org/10.1016/bs.heslab.2024.11.010

↩ Ome, Alejandro y Luis F. Gamboa. 2021. "Permanencia y valor agregado en la enseñanza media en Colombia". *Vniversitas Económica* 21(1): 1-25.

↩ Ortega, Lorena, Ernesto Treviño y Denisse Gelber. 2021. "The inclusion of girls in Chilean mathematics classrooms: gender bias in teacher-student interaction networks". *Infancia y Aprendizaje* 44(3): 623-674. https://doi.org/10.1080/02103702.2020.1773064

↩ Ostry, Jonathan, Jorge Álvarez, Raphael Espinoza y Chris Papageorgiou. 2018. "Economic Gains from Gender Inclusion: New Mechanisms, New Evidence". IMF Staff Discussion Note (SDN/18/06). Fondo Monetario Internacional.

↩ Otero Cortés, Andrea (coord.), Karina Acosta, Luis E. Arango, Danilo Aristizábal, Óscar Ávila, Óscar Becerra, Cristina Fernández, Luz A. Flórez, Luis A. Galvis, Anderson Grajales, Catalina Granda, Franz Hamann, Juliana Jaramillo, Carlos Medina, Jesús Morales, Alejandra Morales, Leonardo Morales, Juan J. Ospina, Christian Posso, José D. Pulido, Mario Ramos y Alejandro Sarasti. 2025. "Nueva evidencia sobre la informalidad laboral y empresarial en Colombia". *Ensayos sobre Política Económica* (108): 1-75. https://doi.org/10.32468/espe108

↩ Otero-Bahamón, Silvia, Liney Álvarez-Altamirando, Andrés Miguel Sampayo y Jorge Luis Alvis. 2022. "Trayectorias divergentes de la desigualdad en las ciudades intermedias: el rol de las pensiones y las ayudas en la reducción de la desigualdad de ingresos". *Revista CS* (especial): 139-171.

↩ Otero-Cortés, Andrea, Alexander Villegas Mendoza, Oriana Alvares Voz y Karina Acosta. 2023. "Caracterización de la oferta y demanda de trabajo en la Región Caribe". Documentos de Trabajo sobre Economía Regional (318). Banco de la República de Colombia.

↩Peña, Faustino. 2012. "La masificación de la educación y la búsqueda de igualdad, justicia y equidad sociales en Colombia". *Folios* 35: 189-200.

↩Perrin, Faustine. 2022. "Can the historical gender gap index deepen our understanding of economic development?". *Journal of Demographic Economics* 88: 379-417.

↩Pervaiz, Zahid, Muhammad Chani, Ahmad Jan Sajjad y Amatul Chaudhary. 2011. "Gender inequality and economic growth: a time series analysis for Pakistan". *MPRA Paper* (37176). University Library of Munich.

↩Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin y Richard J. Smith. 2001. "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships". *Journal of Applied Econometrics* 16(3): 289-326.

↩Phelps, Edmund S. 1972. "The Statistical Theory of Racism and Sexism". *American Economic Review* 62(4): 659-661.

↩Pongou, Roland. 2013. "Why is infant mortality higher in boys than in girls? A new hypothesis based on preconception environment and evidence from a large sample of twins". *Demography* 50(2): 421-444.

↩Profeta, Paola. 2017. "Gender Equality in Decision-Making Positions: The Efficiency Gains". *Intereconomics* 52: 34-37. https://doi.org/10.1007/s10272-017-0640-4

↩Purcell, David, Kelly Rhea MacArthur y Sarah Samblanet. 2010. "Gender and the Glass Ceiling at Work". *Sociology Compass* 4(9): 705-717.

↩Rabaté, Simon y Sara Rellstab. 2021. "The Child Penalty in the Netherlands and its Determinants". CPB Discussion Paper (424). CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.

↩Rakshit, Sonali y Soham Sahoo. 2023. "Biased teachers and gender gap in learning outcomes: Evidence from India". *Journal of Development Economics* 161: 103041. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2022.103041

↩Ramos, Xavier y Dirk Van de Gaer. 2016. "Approaches to inequality of opportunity: Principles, measures and evidence". *Journal of Economic Surveys* 30(5): 855-883.

↩Ramírez-Bustamante, Natalia. 2019. "'A mí me gustaría, pero en mis condiciones no puedo': maternidad, discriminación y exclusión en el mercado laboral colombiano". *Revista CS* (especial): 241-269.

↩Ramírez-Bustamante, Natalia y Paola Camelo-Urrego. 2023. "Análisis de la implementación de la estrategia del Sistema Distrital de Cuidado de Bogotá: Manzanas del Cuidado". Informe (4). Universidad de los Andes. https://www.proyectodigna.com/informes

↩Razavi, Shahra. 2007. "The Political and Social Economy of Care in a Development Context: Conceptual Issues, Research Questions and Policy Options". Gender and Development Programme Paper (3). UNRISD.

↩Recalde, María y Lise Vesterlund. 2023. "Gender Differences in Negotiation: Can Interventions Reduce the Gap?". *Annual Review of Economics* 15: 633-657. https://doi.org/10.1146/annurev-economics-092022-115353

↩Restuccia, Diego. 2013. "The Latin American Development Problem: An Interpretation". *Economia LACEA Journal* 13(2): 69-100. https://doi.org/10.31389/eco.124

↩Ribero, Rocío y Claudia Meza. 1997. "Determinantes de la participación laboral de hombres y mujeres en Colombia: 1976-1995". *Archivos de Macroeconomía* (63).

↩Rodríguez Arenas, Jorge L. y Luis F. Gamboa. 2023. "Desmontando mitos: ¿Favorecen realmente las TIC a un género en la educación media? El caso de Colombia". *Revista de Economía del Rosario* 26(2): 1-32. https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.14427

↩Roth, Jonathan, Pedro H. C. Sant'Anna, Alyssa Bilinski y John Poe. 2023. "What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics' literature". *Journal of Econometrics* 235: 2218-2244.

↩Ruggles, Steven. 2015. "Patriarchy, Power, and Pay: The Transformation of American Families, 1800-2015". *Demography* 52: 1797-1823.

↩Saccone, Donatella. 2017. "Economic Growth in Emerging Economies: What, Who and Why". *Applied Economics Letters* 24(11): 800-803.

↩Sædberg, Leif Tore. 2022. "Countries that do well in the PISA assessment have one thing in common". ScienceNorway. https://partner.sciencenorway.no/education-gender-equality-university-of-stavanger/countries-that-do-well-in-the-pisa-assessment-have-one-thing-in-common/2061258

↩Salazar-Díaz, Andrea. 2022. "Ingreso relativo, identidad de género y brecha en el trabajo doméstico no remunerado: evidencia para Colombia". Borradores de Economía (1191). Banco de la República de Colombia.

↩Salazar-Saenz, Mauricio. 2024. "A Household Search Model with Home Production" (mimeo). Universidad de Carolina del Norte en Chapel Hill.

↩Salikutluk, Zerrin y Stefanie Heyne. 2017. "Do Gender Roles and Norms Affect Performance in Maths? The Impact of Adolescents' and their Peers' Gender Conceptions on Maths Grades". *European Sociological Review* 33(3): 368-381. https://doi.org/10.1093/esr/jcx049

↩Sánchez Torres, Fabio, Tatiana Velasco Rodríguez, María Ayala Guerrero y Xiomara Pulido Ramírez. 2016. "Trayectorias de permanencia, deserción y repitencia en la educación secundaria colombiana y sus factores asociados". Documentos de Trabajo (36). Universidad de los Andes.

↩Sant'Anna, Pedro H. C. y Jun Zhao. 2020. "Doubly Robust Difference-in-Differences Estimators". *Journal of Econometrics* 219(1): 101-122.

↩Seguino, Stephanie. 2000. "Gender Inequality and Economic Growth: A Cross-Country Analysis". *World Development* 28(7): 1211-1230.

↩Shin, Yongcheol, Byungchul Yu y Matthew Greenwood-Nimmo. 2014. "Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework". En Robert Sickles y William C. Horrace (eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9

↩Sieppi, Antti y Jaakko Pehkonen. 2019. "Parenthood and Gender Inequality: Population-based Evidence on the Child Penalty in Finland". *Economics Letters* 182: 5-9.

↩Skubic Ermenc, Klara. 2020. "Approaches to Inclusive Education in Slovenia from a Comparative Angle. Educational Reforms Worldwide". *BCES Conference Books* 18: 262-269. Bulgarian Comparative Education Society.

↩Sompolska-Rzechuła, Agnieszka y Agnieszka Kurdyś-Kujawska. 2022. "Generation of young adults living with their parents in European union countries". *Sustainability* 14(7): 1-27.

↩Spencer Stuart. 2021. "2020 Colombia Spencer Stuart Board Index". https://www.spencerstuart.com/-/media/2021/october/colombia-bi/colombia-board-index-2020.pdf

↩Starr, Christine, Yannan Gao, Charlott Rubach, Glona Lee, Nayssan Safavian, Anna-Lena Dicke, Jacquelynne Eccles y Sandra Simpkins. 2023. "'Who's Better at Math, Boys or Girls?': Changes in Adolescents' Math Gender Stereotypes and Their Motivational Beliefs from Early to Late Adolescence". *Education Sciences* 13(9): 866. https://doi.org/10.3390/educsci13090866

↩Stoevenbelt, Andrea, Jelte Wicherts, Paulette Flore, Lorraine Phillips, Jakob Pietschnig, Bruno Verschuere, Martin Voracek e Inga Schwabe. 2023. "Are Speeded Tests Unfair? Modeling the Impact of Time Limits on the Gender Gap in Mathematics". *Educational and Psychological Measurement* 83(4): 684-709.

↩Stromquist, Nelly. 2007. "The gender socialization process in schools: A cross-national

comparison". Background Paper for the Education for All Global Monitoring Report 2008. UNESCO.

↩Strøm, Ida, Siri Thoresen, Tore Wentzel-Larsen y Grete Dyb. 2013. "Violence, bullying and academic achievement: A study of 15-year-old adolescents and their school environment". *Child Abuse & Neglect* 37(4): 243-251. https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2012.10.010

↩Talamas Marcos, Miguel Angel. 2023. "Grandmothers and the Gender Gap in the Mexican Labor Market". *Journal of Development Economics* 162(C): 103013.

↩Tang, Can y Liqio Zhao. 2024. "Gender Social Norms and Gender Gap in Math: Evidence and Mechanisms". *Applied Economics* 56(17): 2039-2057. https://doi.org/10.1080/00036846.2023.2178631

↩Teignier, Marc y David Cuberes. 2014. "Aggregate Costs of Gender Gaps in the Labor Market: A Quantitative Estimate". UB Working Papers (308). Universitat de Barcelona.

↩Temkin, Sarah, Arghavan Salles, Elizabeth Barr, Cecilia Leggett, Jeffrey Reznick y Melissa Wong. 2024. "Women's work': Gender and the physician workforce". *Social Science & Medicine* 351: 116556.

↩Tenjo, Jaime, Rocío Ribero y Luisa Bernat. 2006. "Evolución de las Diferencias Salariales de Género en Seis Países de América Latina". En Claudia Piras (ed.), *Mujeres y trabajo en América Latina*, capítulo 5, 149-198. Inter-American Development Bank.

↩Thang Dao, Nguyen, Julio Dávila y Angela Greulich. 2021. "The education gender gap and the demographic transition in developing countries". *Journal of Population Economics* 34(2): 431-474.

↩The AQi Team. 2021. "Finland: Educating the whole child. Making equality of opportunity the defining objective of a nation's educational strategy". Home of Assessment & Qualifications Insight. https://www.aqi.org.uk/briefings/international-approaches-to-assessment-and-education-development-finland/

↩Tribin, Ana, Carmiña Vargas y Natalia Bustamante. 2019. "Unintended consequences of maternity leave legislation: The case of Colombia". *World Development* 122: 218-232.

↩Tribin-Uribe, Ana, Tatiana Mojica-Urueña, Andrea García-Gómez, Paula Herrera-Idárraga, Natalia Ramírez-Bustamante y 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?* DANE. https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/genero/publicaciones/boletin-diferencias-estadisticas-a-partir-GEIH-ENUT.pdf

↩Universidad Nacional de Colombia. s. f. *Boletines Anuales Escuela de Estudios de Género*. https://www.humanas.unal.edu.co/2017/unidades-academicas/escuelas/escuela-de-estudios-de-genero/publicaciones/boletinas-anuales

↩Valentova, Marie. 2019. "The impact of parental leave policy on the intensity of labour-market participation of mothers: Do the number of children and pre-birth work engagement matter?". *Journal of European Social Policy* 29(3): 428-445. https://doi.org/10.1177/0958928718776826

↩Van Eck, Kathryn, Stacy Johnson, Amie Bettencourt y Sarah Johnson. 2017. "How school climate relates to chronic absence: A multi-level latent profile analysis". *Journal of School Psychology* 61: 89-102. https://doi.org/10.1016/j.jsp.2016.10.001

↩Villa, Edgar, Luz K. Abadía y Ernesto Cárdenas. 2020. "A Theory of the Gender Pay Gap. Evidence from Colombia and the United States". *Vniversitas Económica* 20(4).

↩Waldfogel, Jane. 1998. "Understanding the 'Family Gap' in Pay for Women with Children". *Journal of Economic Perspectives* 12(1): 137-156.

↩Woytinsky, W. S. 1940. "Additional Workers on the Labor Market in Depressions: A Reply to Mr. Humphrey". *Journal of Political Economy* 48(5): 735-735. https://doi.org/10.1086/255613

↩Xie, Guihua y Xinyu Liu. 2023. "Gender in mathematics: how gender role perception influences mathematical capability in junior high school". *The Journal of Chinese Sociology* 10(1). https://doi.org/10.1186/s40711-023-00188-3

↩Yun, Myeong-Su. 2004. "Decomposing differences in the first moment". *Economics Letters* 82(2): 275-280.

↩Ávila-Montealegre, Óscar, Anderson Grajales-Olarte, Juan J. Ospina-Tejeiro y Mario A. Ramos-Veloza. 2026. "Macroeconomic Effects of Reducing the Gender Pay Gap in an Emerging Economy". Borradores de Economía (1342). Banco de la República de Colombia.

↩Özçelik, Gaye. 2020. "Women's Participation in the Labor Market: A Comparative Analysis Between Turkey and the Europe and Central Asia Region". En Başak Uçanok Tan (ed.), *Macro and Micro-Level Issues Surrounding Women in the Workforce: Emerging Research and Opportunities*, capítulo 6, 131-160. IGI Global.

Notas de autor

[1]Existen otros enfoques analíticos para estudiar brechas de género en el país. Véase por ejemplo los trabajos de la Escuela de Género de la Universidad Nacional de Colombia (Universidad Nacional de Colombia, s. f.).

[2]Se utiliza la participación laboral urbana, por ser la serie de tiempo más larga disponible. Comprende las cabeceras de las ciudades de Bogotá, Barranquilla, Medellín, Cali, Bucaramanga, Manizales y Pasto y las cabeceras de sus municipios conurbados (áreas metropolitanas).

[3]Durante 2024, la tasa de participación laboral femenina en Colombia se ubicó por encima de la observada en países miembros de la OECD como Turquía, Costa Rica, México, Italia y

Grecia (OECD, s. f.).

---

[4]Según Lasso y Ramos (2025), la evolución de la tasa global de participación (TGP) desde 2004 responde, en parte, a factores cíclicos de la economía que inciden en la demanda laboral. La literatura identifica dos efectos contrapuestos: el "trabajador adicional", donde miembros secundarios del hogar, especialmente mujeres, se incorporan al mercado laboral durante las recesiones para compensar la pérdida de ingresos (Humphrey, 1940; Woytinsky, 1940; Mincer, 1962); y el "trabajador desanimado", que abandona la búsqueda de empleo ante la falta de oportunidades (Long, 1953). La prevalencia de cada efecto depende del contexto: en países desarrollados predomina el desánimo por la existencia de redes de protección social, mientras que en países en desarrollo se impone el efecto adicional como estrategia para estabilizar el consumo (Lee y Parasnis, 2014).

[5]En el ámbito local, también se han implementado importantes políticas como las manzanas del cuidado en Bogotá (Alcaldía Mayor de Bogotá, 2025; Ramírez-Bustamante y Camelo-Urrego, 2023); el Plan de Economía del Cuidado de la Secretaría de las Mujeres de Antioquia (Gobernación de Antioquia, 2025); y el programa Cuidarnos: La Vida es Colectiva de la Gobernación de Antioquia (Gobernación de Antioquia, 2024), entre otros, con el fin de aliviar las cargas de cuidado que recaen sobre las mujeres en el hogar y facilitar su inserción y permanencia en el mercado laboral.

[6]El "techo de cristal" es una metáfora que se utiliza para explicar las barreras invisibles que enfrentan muchas mujeres para avanzar más allá de cierto punto en sus ocupaciones y profesiones, independientemente de sus calificaciones o logros (Purcell et al.).

[7]Véanse también los estudios de Waldfogel (1998) y Gallego et al..

[8]Las oportunidades heredadas se refieren a características intrínsecas y elementos inalterables. Por ejemplo, el lugar de nacimiento (y todas las características que este conlleva, como normas sociales), la etnia y las características de la familia en la que nació el individuo.

[9]Para un análisis más detallado véase Iregui-Bohórquez et al..

[10]Los datos fueron proporcionados por el Instituto Colombiano para la Evaluación de la Educación (Icfes) e incluyen los puntajes de las pruebas, información socioeconómica del estudiante y del hogar, un índice de nivel socioeconómico y características del plantel entre los años 2014 y 2023. Esta información se complementa con datos del Departamento Nacional de Planeación (DNP) sobre población sisbenizada, que permite obtener detalles sobre la composición del hogar, como el número de hermanos y el género del jefe de hogar. Además, se incorporan datos de la Unidad para la Atención y Reparación Integral a las Víctimas (UARIV).

[11]El puntaje global de la prueba se reporta de 0 a 500 puntos. Este puntaje se obtiene de la suma de las puntuaciones individuales de cada área, las cuales varían en una escala de 0 a 100 puntos. Además de las áreas de matemáticas, ciencias naturales y lectura crítica, el examen incluye también las áreas de sociales y ciudadanías y de inglés.

---

[12]Esta prueba evalúa el grado de preparación de los estudiantes de 15 años que están por completar la educación obligatoria, enfocándose en su capacidad para aplicar conocimientos y habilidades frente a los desafíos de la sociedad actual. Los resultados se presentan en una escala con media de 500 y una desviación estándar de 100 (OECD, 2024b).

[13]Para más detalle, véase Iregui-Bohórquez et al..

[14]Entre municipios también se encuentra evidencia de una gran heterogeneidad en los resultados de las pruebas de logro. Se identifica un patrón centro-periferia, donde los mejores resultados se concentran en el centro del país, mientras que los más bajos se registran en la periferia (Iregui-Bohórquez et al.).

[15]Para un análisis más detallado, véase Iregui-Bohórquez et al..

[16]Ome y Gamboa (2021) en su estudio sobre el valor agregado de la enseñanza media en Colombia, utilizan los resultados de los estudiantes al finalizar la educación básica secundaria, por medio de la prueba Saber 9°, como control en su modelo de desempeño del examen Saber 11°.

[17]Las estadísticas descriptivas de las variables relacionadas con los estudiantes que presentaron las pruebas Saber 5° en 2017, así como de aquellos que presentaron el examen Saber 11° en 2023, habiendo participado previamente en Saber 5° en 2017 se encuentran en el Cuadro 1 de Iregui-Bohórquez et al..

[18]La selección muestral puede variar a lo largo de la distribución del desempeño académico. Iregui-Bohórquez et al. aplican la metodología propuesta por Arellano y Bonhomme (2017) para estimar la brecha de género a través de la distribución de los resultados del examen Saber 11°.

[19]Para más detalles de la estimación y de balanceo pre y post emparejamiento de los datos, véase Iregui-Bohórquez et al..

[20]En el Anexo 1 se presenta el porcentaje por sexo de estudiantes inscritos, admitidos, matriculados en primer curso, matriculados totales y graduados en educación universitaria durante el periodo 2007-2024. En todos los casos se observa que el porcentaje de mujeres es mayor que el de los hombres.

[21]Para un análisis histórico de la proporción de mujeres por carreras véase Iregui-Bohórquez et al..

[22]De acuerdo con el Icfes, el examen Saber Pro es una prueba estandarizada que mide la calidad de la educación superior en el país por medio de la evaluación de las competencias de los estudiantes que están próximos a culminar los distintos programas profesionales universitarios. El examen evalúa cinco módulos: lectura crítica, razonamiento cuantitativo, competencias ciudadanas, comunicación escrita e inglés. El puntaje global se calcula como el promedio simple de los puntajes obtenidos en los módulos de competencias genéricas. La escala de valoración va de 0 a 300.

[23]Para más detalles véase Ahlburg y McCall (2021), quienes señalan que los estereotipos de género pueden contribuir a reducir la autoestima de las mujeres, lo que podría afectar su desempeño académico.

[24]Para más detalles véase Iregui-Bohórquez et al..

[25]En el caso de Colombia, el libro *El camino hacia la igualdad de género en Colombia: todavía hay mucho por hacer* de Iregui-Bohórquez et al., realiza un recuento minucioso de los cambios en participación en el mercado laboral, así como en los ámbitos de la demografía, educación y los derechos políticos de la mujer durante el siglo XX y las dos décadas del siglo XXI.

[26]La ENUT constituye una herramienta fundamental para el análisis del trabajo no remunerado; sin embargo, presenta algunas limitaciones metodológicas. Entre ellas se encuentra la falta de representatividad a nivel subnacional, lo que impide la desagregación de resultados departamentales. En esta sección, el trabajo de cuidado no remunerado se midió utilizando 33 preguntas del Módulo 8.

[27]Resultados adicionales se presentan en el Anexo 3.

[28]Para la cohorte de alta fecundidad se observa una brecha etaria promedio de cinco años, posiblemente subestimada, dado que solo puede calcularse entre parejas en las que ambos cónyuges permanecen vivos. En nuestra muestra, el 20 % de las mujeres de dicha generación son viudas (véase Anexo 3).

[29]Para cada género el modelo a estimar se presenta por separado en el Anexo 4.

[30]En cada uno de los cuatro estudios de evento estimados, tanto para hombres y mujeres, y sobre la probabilidad de tener un empleo e ingresos formales, ninguno de los coeficientes estimados antes de la concepción es estadísticamente significativo. Por lo tanto, cualquier prueba de significancia conjunta tampoco lo sería.

[31]Véase, por ejemplo, Farré y González (2019), Blau y Kahn (2013; 2017), Goldin y Katz (2016), Olivetti y Petrongolo (2017) y para el caso colombiano Tribin et al..

[32]Para detalles del modelo, véase Anexo 5A.

[33]Entre 1984 y 2000, los datos se recogieron en la Encuesta nacional de hogares, seguida de la Encuesta continua de hogares entre 2001 y junio de 2006. En 2006, la encuesta sufrió un cambio metodológico y pasó a llamarse Gran encuesta integrada de hogares (GEIH). Finalmente, en 2021, la GEIH sufrió cambios en las definiciones de algunos indicadores y en el rango de edad de la población en edad de trabajar, de 12 años a 15 años y más.

[34]Para más detalles de la descomposición véase Anexo 5B.

[35]Los datos del Banco Mundial indican que Noruega, Australia, Canadá y Alemania tienen TGP femenina de entre el 73 % y el 75 % en 2024, lo que implica una brecha de género de entre 4 y 7,2 pp.

[36] Para más detalles, véase Anexo 5C.

---

[37] Se observan brechas regionales persistentes, como en el Caribe, donde las tasas de participación femenina son considerablemente más bajas que las de los hombres y que las de las principales ciudades (Otero-Cortés et al.).

[38] Para más detalles sobre la metodología véase Anexo 6.

[39] Trabajos previos, como Gontero y Vezza (2023) para América Latina, han empleado determinantes similares (estado civil, educación, presencia de niños pequeños, ingresos del hogar, zona de residencia).

[40] Véase también Caro Guevara (2023) y Espino y Sanchis (2019).

[41] Por simplicidad en los siguientes resultados se muestran los cálculos de la descomposición que incluye el trabajo doméstico no remunerado. Hay que aclarar que en todos los casos hay una recomposición desde el componente explicado hacia el no explicado.

[42] Para detalles del modelo estimado y sus ecuaciones, véase Anexo 5.

[43] Conviene precisar que, en la ENUT, la disponibilidad de datos desagregados para grupos étnicos minoritarios únicamente permitió efectuar la descomposición para las regiones Caribe y Pacífica.

[44] Angel-Urdinola y Wodon (2006) encontraron que el incremento en la participación laboral femenina durante 1979-2000, explica una reducción de la brecha de salarios de alrededor del 10 %. Resultados similares fueron encontrados por Abadía y de la Rica (2011) al analizar el incremento en la participación de las mujeres con educación universitaria. Según Iregui-Bohórquez et al., el incremento de la participación laboral de las mujeres en Colombia durante la década de los noventa y finales del 2010 fue mayor en Colombia frente a sus referentes de América Latina.

[45] La GEIH es la fuente oficial de estadísticas de distribución sobre empleo, ingresos y pobreza en el país, cuenta con una muestra de aproximadamente 300.000 hogares y es representativa para toda la población. Véase Jann (2008).

[46] Se entiende por tiempo completo aquellas personas que trabajan desde 40 horas a la semana. La razón de enfocarse en esta población es que permite tener estimaciones menos sesgadas, al comparar poblaciones entre hombres y mujeres mucho más similares.

[47] Entre estos, se destacan las diferencias en el desempeño académico, la diferencia en el tipo de carrera estudiada y las diferencias en ocupaciones (Blau y Kahn, 2000; Averkamp, Bredemeier y Juessen, 2024; Banerjee, 2014).

[48] El modelo pensional es una herramienta que, a través de procesos de Markov, proyecta la evolución de las variables del sistema de pensiones entre 2020 y 2100 (Becerra, 2025).

[49] El RPM funciona como un modelo de reparto, donde los jóvenes financian las pensiones

---

actuales, esperando que las futuras generaciones hagan lo mismo. Para ser elegible a una pensión, se deben cotizar al menos 1.300 semanas y alcanzar la edad mínima de retiro (57 años para mujeres y 62 para hombres). El RAIS, por su parte, es un modelo de ahorro individual, donde las contribuciones se depositan en una cuenta de ahorro individual.

[50]Para más detalles véanse las secciones 2.1 y 2.3 de este artículo.

[51]En comparación con las mujeres que trabajan a tiempo completo, los hombres presentan una mayor participación en ocupaciones por cuenta propia, que típicamente son empleos informales sin acceso a seguridad social.

[52]Informes del Sector Trabajo al Congreso de la República.

[53]Una versión más extensa de esta discusión, con ejemplos detallados por país, puede consultarse en Becerra et al..

[54]El ejercicio de simulación se realizó con la versión del segundo debate del proyecto de ley.

[55]Analizamos la reducción de la brecha salarial en un 50 % y no su completa eliminación teniendo en cuenta la posible presencia de sesgos sociales y culturales persistentes o la falta de supervisión y cumplimiento de las políticas que busquen eliminar la brecha salarial de género. Los efectos macro estimados pueden interpretarse como un límite inferior.

[56]Los hogares deciden la cantidad de horas asignadas al mercado laboral, margen intensivo, lo que captura la oferta laboral efectiva de la economía. En ningún caso la asignación de horas a ocio, producción doméstica o mercado laboral puede ser cero, por esto, el modelo supone que todos los individuos participan en el mercado laboral.

[57]Aunque la ENUT se llevó a cabo durante el periodo 2020-2021, se optó por emplear los resultados de la encuesta previa. Esta decisión se fundamenta en la consideración de que los datos más recientes podrían estar sesgados por los efectos de la pandemia del covid-19.

[58]La literatura económica ha evidenciado significativas brechas de género en la participación laboral y empleo, destacando que las tasas para las mujeres son consistentemente más bajas que para los hombres (Fitzenberger et al.; Cuberes y Teignier, 2012, 2017; Eurofound, 2016; Conde-Ruiz y Marra de Artíñano, 2016). Estas diferencias son atribuibles a múltiples factores, incluyendo dinámicas institucionales, socioculturales y familiares (Profeta, 2017; Özçelik, 2020), así como a la mentalidad social prevalente (Banerjee, 2019).

[59]En este contexto, resulta especialmente relevante el concepto de "diamante del cuidado" propuesto por Razavi (2007), según el cual el cuidado se organiza en un entramado que puede representarse como un diamante, compuesto por el hogar, los mercados, el sector público y las formas no comerciales de provisión.

[60]El Centro Nacional de Consultoría calcula el indicador de apropiación digital con base en una encuesta en la que se registra la frecuencia de actividades en internet que las personas realizan varias veces por semana. Una vez se ha identificado el número de usos y las intenciones, se utiliza el análisis envolvente de datos (AED) para calcular dicho indicador.

[61] En particular, en los últimos años, la digitalización de los pagos ha adquirido una importancia significativa en Colombia. La utilización de pasarelas de comercio electrónico por parte de los adultos creció un 71 % en comparación con dos años anteriores, y el 64 % informó un aumento en el uso de aplicaciones móviles de entidades financieras (Banco de la República, 2023a).

[62] Base de datos a nivel global que contiene información relacionada con los hábitos de ahorro, acceso al crédito, manejo de riesgo y uso de métodos de pago de la población mayor de 15 años.

[63] Se entienden como la posibilidad que tiene una persona para acceder a los productos y servicios del sistema financiero.

[64] No se analiza esta cartera dado que más del 95 % de este tipo de créditos es otorgado a personas jurídicas (empresas).

[65] Debido al derecho de habeas data no ha sido posible establecer un convenio para tener acceso a otras variables que caractericen a los actores del mercado de crédito.

[66] Las cooperativas financieras vigiladas por la SFC son cuatro, adicionalmente existen 173 cooperativas de ahorro y crédito (CAC) vigiladas por la Superintendencia de Economía Solidaria. En este recuadro solo se cuenta con información de las cooperativas financieras vigiladas por la SFC.

[67] Cada EC decide en cuáles modalidades de crédito quiere basar su negocio. Por esto, hay EC que solamente otorgan créditos de vivienda, mientras que otros se especializan en otorgar microcréditos o créditos de consumo.

[68] Las corporaciones financieras no se incluyen en el análisis, debido a que no desembolsan cartera de créditos. En este análisis sí se incluyen los créditos de vivienda otorgados por el Fondo Nacional del Ahorro.

[69] Debido a que no se cuenta con información socioeconómica, no es posible identificar los mecanismos que explican estos resultados.

[70] La tasa se calcula como un promedio ponderado por el monto del crédito.

[71] Sistema de préstamos entre individuos sin intermediación de una institución financiera tradicional.

[72] En Colombia no existe una legislación que regule los salarios de los profesionales de salud. Estos salarios se determinan por oferta y demanda dentro de cada mercado regional.

[73] Este Recuadro es de carácter descriptivo. Más que determinar las causas de un fenómeno, busca presentar hechos sobre el mercado de medicina especializada.

[74] El salario ajustado por los días cotizados se define como: $\tilde{w}_{it} = w_{it} \times (DC_t/d_{it})$, donde w_{it} es el salario real, DC_t son los días calendario del mes t, y d_{it} son los días cotizados por el individuo i

en el mes t.

[75]La brecha se calcula como un diferencial porcentual respecto a los hombres: $gap_t = (\bar{y}_{M,t} - \bar{y}_{H,t}) / \bar{y}_{H,t}$, donde $\bar{y}_{M,t}$ es la variable de interés asociada a las mujeres y $\bar{y}_{H,t}$ es la variable de interés asociada a los hombres en el periodo t.

[76]En la literatura también se encuentra estudios como el de Barro y Lee (1994), que utilizando datos de 138 países entre 1965 y 1985, encontraron una relación negativa entre educación femenina y crecimiento del PIB. En contraste, Klasen y Lamanna (2009) y Brummet (2008) evidencian que la desigualdad de género en educación afecta negativamente el crecimiento económico.

[77]El Anexo 8 detalla la metodología utilizada, incluyendo el modelo teórico, las estrategias empíricas y las fuentes de información utilizadas en la estimación.

[78]El PIB se encuentra expresado en logaritmos, por lo que las unidades del eje vertical para cada gráfico se refieren a cambios porcentuales en el PIB.

[79]Las asimetrías modeladas corresponden a impactos diferenciados tanto por género como por variaciones en el capital humano que superan o no alcanzan cierto umbral. Para más detalles, véase el Anexo 8.

[80]Esto implica que, ceteris paribus, un choque en torno al crecimiento de largo plazo del capital humano no genera mejoras significativas en el producto. Este resultado se relaciona con la evidencia que indica que la productividad y la inversión en otros factores de producción son igualmente determinantes para impulsar el crecimiento económico.

[81]Siguiendo a Deaton (1997), el uso de datos de cohortes presenta varias ventajas en comparación con el análisis tradicional de datos de panel.

[82]La apertura económica y los términos de intercambio son determinantes de la PTF. Para la estrategia empírica se probaron distintas especificaciones para los rezagos de corto plazo, seleccionando el modelo que presentara el mejor criterio de información de Akaike (AIC) y coeficientes estadísticamente significativos.

[83]Para la estimación del modelo econométrico se utiliza información trimestral correspondiente al periodo comprendido entre el primer trimestre de 1984 y el cuarto trimestre de 2022.

[84]El Cuadro A.8.2 presenta los resultados de la estimación del modelo NARDL (7,9). Se observa que todos los coeficientes son estadísticamente significativos y que los signos de las variables de control son coherentes con los hallazgos previos en la literatura.