

Desigualdad de género en la participación laboral y remuneraciones en el grupo de países CID

André Martínez
Fadel Ugarte
Joaquín Zentner

Departamento de Países
de Centroamérica, Haití,
México, Panamá y
República Dominicana

NOTA TÉCNICA N°
IDB-TN-2145

Desigualdad de género en la participación laboral y remuneraciones en el grupo de países CID

André Martínez
Fadel Ugarte
Joaquín Zentner

Banco Interamericano de Desarrollo

Banco Interamericano de Desarrollo
Departamento de Países de Centroamérica, Haití, México, Panamá y República Dominicana

Marzo 2021

Catalogación en la fuente proporcionada por la
Biblioteca Felipe Herrera del
Banco Interamericano de Desarrollo

Martínez, André.

Desigualdad de género en la participación laboral y remuneraciones en el grupo de
países CID / André Martínez, Fadel Ugarte, Joaquín Zentner.

p. cm. — (Nota técnica del BID ; 2145)

Incluye referencias bibliográficas.

1. Sex discrimination in employment-Central America-Econometric models. 2. Sex discrimination in employment-Dominican Republic-Econometric models. 3. Women-Employment-Central America-Econometric models. 4. Women-Employment-Dominican Republic-Econometric models. 5. Wages-Women-Central America-Econometric models. 6. Wages-Women-Dominican Republic-Econometric models. 7. Wage Differentials-Central America-Econometric models. 8. Wage differentials-Dominican Republic-Econometric models. I. Ugarte, Fadel. II. Zentner, Joaquín. III. Banco Interamericano de Desarrollo. Departamento de Países de Centroamérica, Haití, México, Panamá y la República Dominicana. IV. Título. V. Serie.

IDB-TN-2145

<http://www.iadb.org>

Copyright © 2021 Banco Interamericano de Desarrollo. Esta obra se encuentra sujeta a una licencia Creative Commons IGO 3.0 Reconocimiento-NoComercial-SinObrasDerivadas (CC-IGO 3.0 BY-NC-ND) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/igo/legalcode>) y puede ser reproducida para cualquier uso no-comercial otorgando el reconocimiento respectivo al BID. No se permiten obras derivadas.

Cualquier disputa relacionada con el uso de las obras del BID que no pueda resolverse amistosamente se someterá a arbitraje de conformidad con las reglas de la CNUDMI (UNCITRAL). El uso del nombre del BID para cualquier fin distinto al reconocimiento respectivo y el uso del logotipo del BID, no están autorizados por esta licencia CC-IGO y requieren de un acuerdo de licencia adicional.

Note que el enlace URL incluye términos y condiciones adicionales de esta licencia.

Las opiniones expresadas en esta publicación son de los autores y no necesariamente reflejan el punto de vista del Banco Interamericano de Desarrollo, de su Directorio Ejecutivo ni de los países que representa.



Contenidos

Resumen Ejecutivo	2
1. Introducción.....	3
2. Estadísticas descriptivas por país.....	6
3. Estimación del impacto de indicadores sociodemográficos en la participación de las mujeres en el mercado laboral y su remuneración	21
4. Conclusiones y recomendaciones de política	24
Apéndice 1: Estimación del Impacto de Variables Sociodemográficas sobre la Participación Laboral y la Remuneración de las Mujeres en los Países de la Región CID	26
Referencias Bibliográficas	29

Resumen Ejecutivo¹

La desigualdad en la participación laboral de las mujeres y su menor remuneración relativa, en comparación con los hombres, representa una de las principales fuentes de inequidad de género observada en los países de América Latina, y de los países del grupo CID en particular. Si bien es cierto, las brechas en participación laboral femenina se han reducido en las últimas tres décadas, dicha reducción ha sido apenas de 7 puntos porcentuales a nivel mundial, por lo que se vuelve necesario analizar cuáles son los factores que afectan la participación laboral femenina en la región para diseñar políticas públicas que ayuden a eliminar estos obstáculos. A partir de un modelo de Heckman para las mujeres en los países CID, encontramos evidencia que sugiere que la vida conyugal se asocia con reducciones de 19% en la probabilidad de estar ocupadas y de cerca de 17% en su remuneración real por hora trabajada. La maternidad también se asocia con reducciones en ambas variables, por 5.5% y 6.3%, respectivamente. En las parejas en las que la mujer tiene mayor número de años de escolaridad aprobados, el efecto negativo de la vida conyugal sobre su participación laboral se mitiga en 0.8%. El modelo también refleja la importancia de la educación, como indicador de capital humano, para incrementar las oportunidades de participación laboral de las mujeres y su ingreso salarial.

Palabras clave: participación laboral femenina, brecha salarial, condiciones laborales, variables sociodemográficas, poder de negociación.

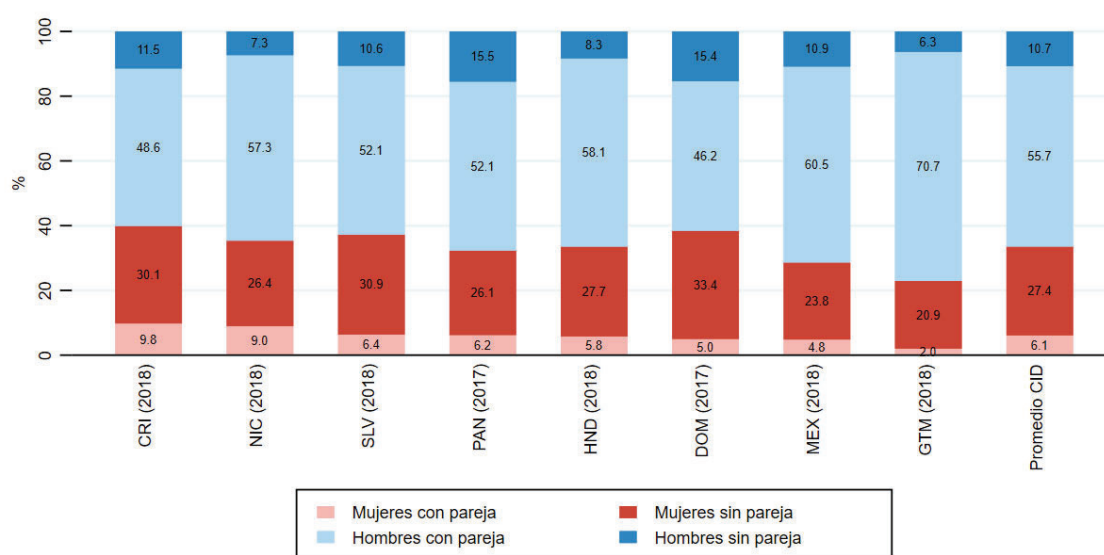
Códigos JEL: J31, J38, J71, J78, J120, J130, J160

¹ Los autores agradecen el excelente apoyo analítico y técnico provisto por Jonathan Barboza en la elaboración de este documento.

1. Introducción

Una de las fuentes más relevantes de la desigualdad de género a nivel global, y en la realidad concreta de los países CID, es el menor acceso de las mujeres a las oportunidades económicas, y en concreto, su menor participación en el mercado laboral y menor nivel de remuneraciones con respecto a los hombres. Este fenómeno resulta en una pérdida de bienestar social, en primer lugar, porque puede constituirse en una fuente de discriminación de las mujeres en el hogar, dado que el ingreso individual es uno de los posibles determinantes de la participación de los miembros del hogar en la toma de decisiones sobre la asignación de los recursos del hogar (Friedberg & Webb, 2006; Doepke & Tertilt, 2019) lo cual puede incidir negativamente en la acumulación de capital humano (Attanasio & Székely, 2002; Agénor & Canuto, 2015). Por otro lado, incrementa la vulnerabilidad de los hogares monoparentales donde la mujer funge como cabeza de familia, cuya proporción es nada despreciable en el grupo de países CID: 27.4% de los hogares tienen mujeres sin pareja como jefes de familia, tal como se muestra en la Figura 1.

Figura 1. Composición de hogares por sexo y situación conyugal del jefe del hogar



Fuente: Encuestas de hogares y presupuestos familiares de los países (el año de la encuesta acompaña en paréntesis al código del país en el eje horizontal del gráfico), y cálculos propios. Nota: la información es representativa de la población total de individuos entre 15 y 64 años que declaran ser jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar.

De acuerdo con el informe “Panorama laboral de América Latina y el Caribe 2019” de la Organización Internacional del Trabajo (ILO, 2019a), la brecha de género en participación laboral es aún relevante, a pesar de que ha venido cerrándose en las últimas décadas, esto a paso lento. Según dicho informe, al cierre del año 2018, tres cuartas partes de los hombres en la región (75%) participan en el mercado laboral, por solo un 50.8% de las mujeres que lo hacen. La tasa de desocupación es también mayor para las mujeres: 9.5% vs. 6.9% de los

hombres. En este reporte también se destaca que México y los países de Centroamérica tienen las mayores brechas negativas de participación laboral de las mujeres en la región latinoamericana.

Por otro lado, de acuerdo con el reporte “Mujeres en el mercado de trabajo: Retos pendientes hacia una efectiva equidad en América Latina y el Caribe” (ILO, 2019b) refleja que las mujeres en la región reciben ingresos que en promedio son 17% menores que los ingresos de los hombres, controlando por variables sociodemográficas como la edad, la educación, la presencia de hijos en el hogar, otras fuentes de ingreso, condición de ruralidad y tipo de empleo. Un aspecto llamativo del contexto de la región es que la brecha de escolaridad entre mujeres y hombres se ha revertido en los últimos años, así como la tasa de fecundidad de las mujeres, acompañada del incremento de la edad promedio de las mujeres al ser madres por primera vez, por lo cual se hace menos justificable la existencia de una brecha negativa de remuneración de las mujeres.

Una extensa literatura se ha dedicado a abordar cuales son los determinantes de la participación de las mujeres en la fuerza de trabajo y sus remuneraciones, donde el efecto de la vida conyugal ha estado en el centro del debate. En este sentido, el punto de partida es la crítica a la teoría neoclásica que considera a los hogares como la unidad de análisis. Manser & Brown (1980) sugieren que a lo interno de los hogares se desarrolla un proceso de negociación que influye en la toma de decisiones de asignación de recursos productivos, por lo cual la asignación depende de manera crítica del poder de negociación de cada uno de los miembros de la pareja. Los modelos formulados para explicar este proceso de negociación se centran en el esquema de teoría de juegos. Los modelos propuestos contemplan modelos cooperativos de Nash, que conducen a soluciones asignativas Pareto eficientes (Manser & Brown, 1980; McElroy & Horney, 1981), modelos no cooperativos, que pueden derivar en asignaciones sub óptimas (Lundberg & Pollak, 1996; Basu, 2006), y los modelos colectivos del hogar, los cuales permiten alcanzar soluciones óptimas con un mínimo de supuestos sobre conflictividad intra-hogar. En este modelo se supone que el bienestar del hogar es una combinación ponderada de las utilidades individuales de sus miembros, siendo estas ponderaciones aproximadas por el poder de negociación de cada uno de sus miembros. Los modelos colectivos son, a su vez, generalizaciones donde los modelos cooperativos y no-cooperativos representan casos particulares (Chiappori, 1992).

Una aproximación empleada en la literatura empírica para identificar los determinantes del poder de negociación de los miembros de la familia en estos modelos se basa en la hipótesis de la agrupación de ingresos (*income pooling*), en la cual una serie de variables de distribución de recursos en el hogar, tales como generación de ingresos laborales y no laborales, educación, etc., también afectan los resultados asignativos, para los cuales los miembros de la pareja puedan tener preferencias específicas, tal como la asignación de tiempo a actividades laborales, al ocio, a los quehaceres del hogar y al cuidado de los niños (Friedberg and Webb 2005, 2006).

Otra de las fuentes relevantes de la desigualdad de género en la participación laboral y las remuneraciones entre hombres y mujeres citada en la literatura es la llamada “penalización por maternidad”, que se expresa en un menor ingreso salarial de las mujeres con hijos, respecto a las mujeres sin hijos, un fenómeno que suele no ocurrir en el caso de los hombres en ambas situaciones (Budig & England, 2001). Del mismo modo, Goldin (2014) documenta que, en los Estados Unidos, las mujeres con hijos dedican en promedio 17% menos horas de trabajo a la semana que los hombres y las mujeres sin hijos, en su primer año de trabajo, y esta brecha crece hasta 24% en el cuarto año, independientemente de que tengan más de un hijo en ese lapso.

En este sentido, England et al. (2016) enumeran los tres determinantes que explican el por qué las mujeres con hijos participan menos en el mercado laboral y reciben menores remuneraciones al hacerlo, en comparación con las mujeres que no son madres. En primer lugar, puede existir *discriminación a las madres por parte de los empleadores*, que suelen tener menor inclinación a contratar a las madres u ofrecer puestos con menor remuneración o menores posibilidades de ser promovidas. En segundo lugar, existe evidencia que sugiere que la dedicación a la crianza de los hijos reduce la *productividad* de las mujeres en sus puestos de trabajo, debido a que la primera actividad consume parte de la energía de las mujeres. Esta porción de la penalización por maternidad explicada por productividad es función de cómo la sociedad influye en la repartición de los roles de crianza de los hijos entre mujeres y hombres, dado que este último grupo suele dedicar menos horas en promedio a las actividades relacionadas con la paternidad. En tercer lugar, también debido a la mayor carga de horas dedicadas a la crianza de los hijos, las madres también se ven obligadas a salir de la fuerza laboral o dedicar menos horas, con lo cual sacrifican acumulación de experiencia, oportunidades de promoción, y como resultado, *oportunidades de crecimiento de las remuneraciones*.

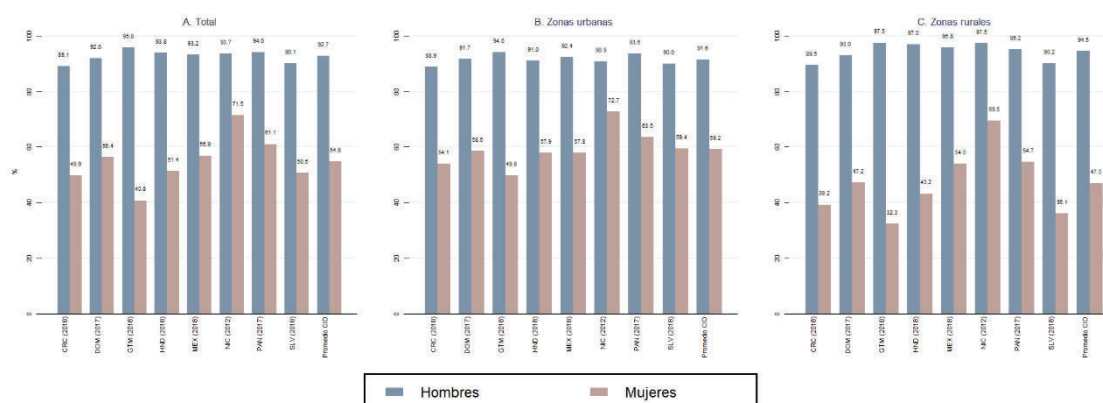
Entre otros determinantes de la oferta laboral de las mujeres, Heckman & MaCurdy (1980) en un modelo estático, postulan que existen efectos de ciclo de vida y renta permanente, por lo cual la edad de la mujer juega un papel fundamental en la determinación de la participación laboral y demanda salarial de las mujeres. Attanasio & Székely (2002) destacan el rol de la reducción en la fertilidad y la acumulación de capital humano en el incremento de la participación laboral de las mujeres en la región latinoamericana entre las décadas de 1980 y 1990. A su vez, Moeeni (2019) propone que, a través del nivel educativo, las mujeres pueden seleccionar su poder de negociación a lo interno de la pareja y determinar su participación en la fuerza de trabajo y su demanda salarial. Finalmente, existe literatura empírica que sugiere la existencia de discriminación de género en la demanda laboral de las firmas, que afecta la participación laboral de las mujeres y sus pagos (Beller 1982, Goldin, 2014).

En este documento estudiamos la situación de participación laboral y remuneraciones por sexo en el grupo de países CID y sus posibles determinantes sociodemográficos, analizando las diferencias según la situación de maternidad en las mujeres. En la Sección 2 analizamos

las principales estadísticas descriptivas de participación laboral y remuneraciones por país y en promedio regional. Por su parte, en la Sección 3 se presentan los resultados de la estimación del efecto de distintas variables sociodemográficas sobre la ocupación de las mujeres y su nivel de remuneraciones. En la Sección 4 se concluye.

2. Estadísticas descriptivas por país.

Figura 2. Porcentaje de Ocupación de la Población en Edad de Trabajar (15-64 años)



Fuente: Encuestas de hogares y presupuestos familiares de los países (el año de la encuesta acompaña en paréntesis al código del país en el eje horizontal del gráfico), y cálculos propios. Nota: la información es representativa de la población total de individuos entre 15 y 64 años que declaran ser jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar.

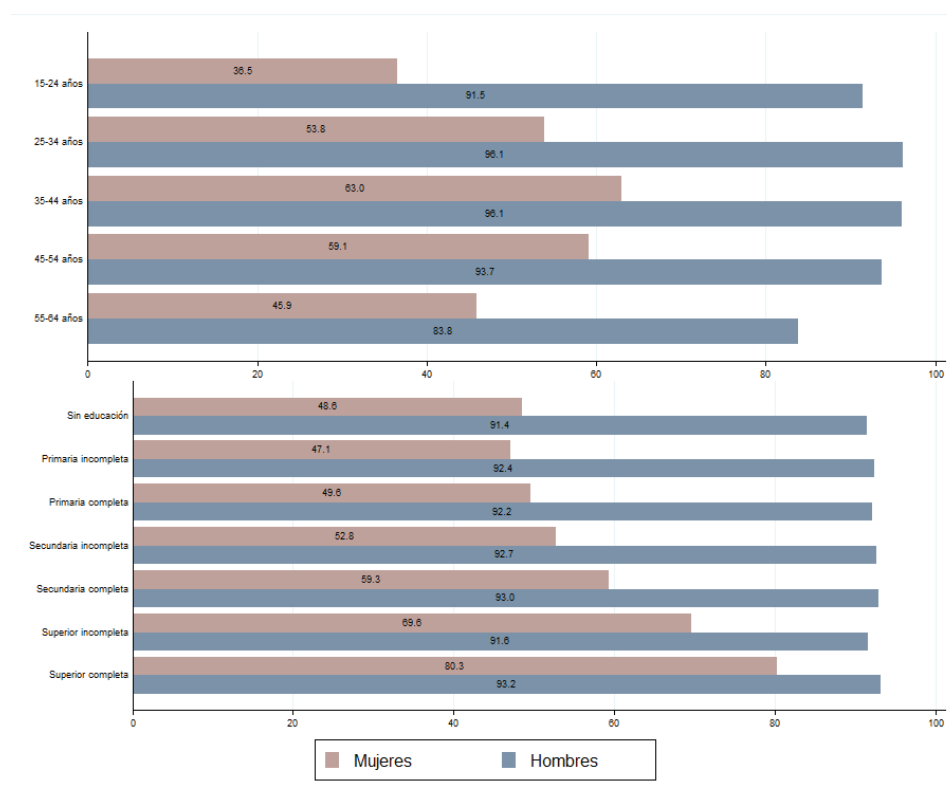
En los países de la región CID existe una importante brecha de género en la participación laboral. En el panel A de la Figura 2 se observa que la participación laboral de los hombres, medida a través de la tasa de ocupación de personas entre 15-64 años, asciende a 92.7% en promedio de la subregión, mientras que, por el lado de las mujeres, la participación apenas es de 54.8%, lo cual representa una brecha de 37.9 puntos porcentuales. Esta brecha se minimiza en el caso de Nicaragua, único país del grupo en el que más de 70% de las mujeres se encuentran ocupadas, aunque esto aún significa una brecha de género de 22.2 puntos porcentuales. Por otra parte, en Guatemala, la participación laboral de los hombres incluso es dos veces mayor que la de las mujeres.

En las zonas urbanas se mantiene un predominio relevante de la participación de los hombres en el empleo, pero la brecha de participación en promedio de los países del grupo CID se reduce a 32.4 puntos porcentuales, tal como se observa en el panel B de la Figura 2. Por su parte, en las zonas rurales, la tasa de participación promedio de las mujeres se encuentra por debajo del 50% y es apenas la mitad de la tasa de participación promedio de los hombres, tal como se observa en el panel C de la Figura 2.

Por su parte, en la Figura 3 se presentan los porcentajes de ocupación de los hombres y las mujeres en promedio de los países CID, donde se puede apreciar que, para ambos sexos, la distribución tiene forma de U- invertida. No obstante, la mayor brecha de género se da en

los grupos más jóvenes, es decir, personas de 15 a 24 años (55 puntos porcentuales), seguidas del grupo de personas de 25 a 34 años (42.7 puntos). Por su parte, en cuanto al nivel educativo, la brecha de género en participación promedio de los países CID se reduce conforme se incrementa el nivel educativo de la mujer, pasando de 42.8 puntos porcentuales entre los individuos con primaria incompleta a 12.9 puntos en el estrato de personas con educación superior completa. Esto refleja que la educación de la mujer puede ser una variable importante para reducir las brechas de género en participación laboral en la región.

Figura 3. Porcentaje de Ocupación de la Población en Edad de Trabajar, según indicadores sociodemográficos (15-64 años) – Promedio CID

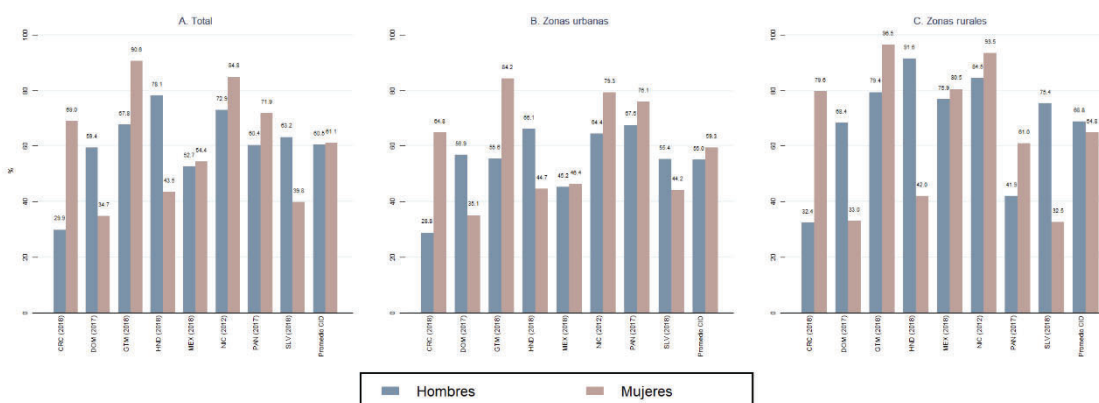


Fuente: Encuestas de hogares y presupuestos familiares de los países (el año de la encuesta acompaña en paréntesis al código del país en el eje horizontal del gráfico), y cálculos propios. Nota: la información es representativa de la población total de individuos entre 15 y 64 años que declaran ser jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar.

La informalidad es relevante en el empleo de los países del grupo CID, donde en promedio, más del 60% de los hombres y mujeres empleados se encuentra bajo esta modalidad, tal como se observa en el panel A de la Figura 3, donde también se observan heterogeneidades sustanciales por países en la participación de la informalidad por sexo, siendo predominante para las mujeres en Costa Rica, Guatemala, Nicaragua y Panamá, mientras que en los casos de El Salvador, Honduras y República Dominicana, la incidencia de la informalidad es mayor en el empleo de los hombres. En el panel B de la Figura 4, se observa que la incidencia del

empleo informal de las mujeres en promedio de los países CID es 4.3 puntos porcentuales mayor que la de los hombres en las zonas urbanas, mientras que en el panel C de la misma figura de la figura se observa una mayor incidencia de la tasa de informalidad promedio de los hombres en las zonas rurales, con una diferencia de 4 puntos porcentuales sobre la tasa de informalidad de las mujeres.

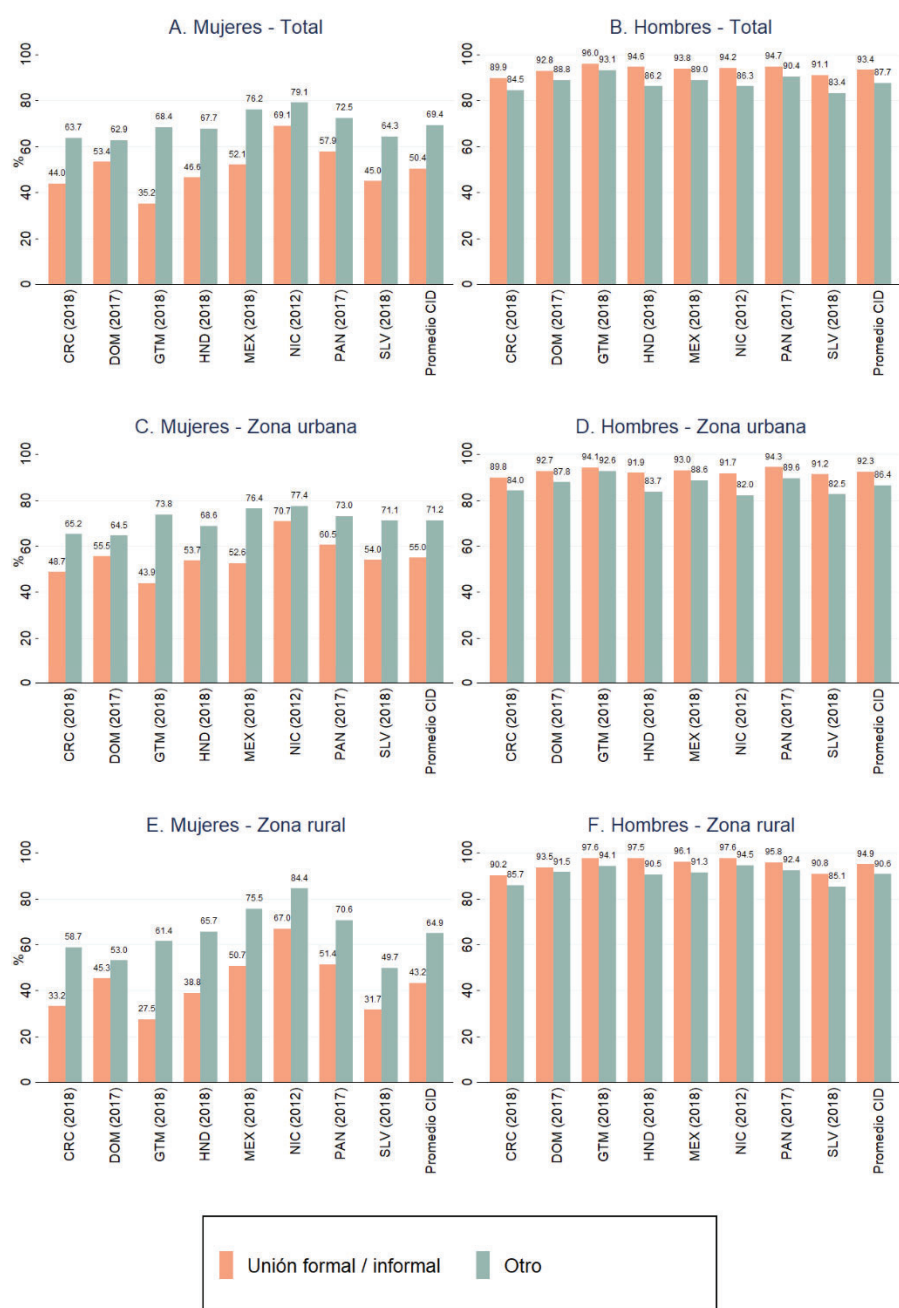
Figura 4. Porcentaje de Informalidad de la Población en Edad de Trabajar (15-64 años) que está Ocupada



Fuente: Encuestas de hogares y presupuestos familiares de los países (el año de la encuesta acompaña en paréntesis al código del país en el eje horizontal del gráfico), y cálculos propios. Nota: la información es representativa de la población total de individuos entre 15 y 64 años que declaran ser jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar.

Uno de los indicadores sociodemográficos que parece influir en mayor medida en la brecha de participación laboral de las mujeres que exhiben los países del grupo CID es el estado civil. En el panel A de la Figura 5 se observa que, en promedio de los países del grupo, la participación laboral de mujeres que se encuentran casadas o viviendo en unión formal es poco más de 50%, y se encuentra 19 puntos porcentuales por debajo a la de las mujeres solteras o en otros estados civiles. En todos los países, la participación laboral de las mujeres que no están en unión formal /informal supera el 60%, mientras que en la mitad de los ocho países, menos del 50% de las mujeres casadas se encuentra ocupado, donde vale la pena mencionar que Guatemala, país con la mayor brecha de género en participación laboral del grupo (ver Figura 2, panel A), es a su vez el país del grupo con la mayor la brecha negativa de participación de mujeres casadas o en unión informal con respecto al resto de mujeres.

Figura 5. Porcentaje de Ocupación de la Población en Edad de Trabajar (15-64 años), según estado civil



Fuente: Encuestas de hogares y presupuestos familiares de los países (el año de la encuesta acompaña en paréntesis al código del país en el eje horizontal del gráfico), y cálculos propios. Nota: la información es representativa de la población total de individuos entre 15 y 64 años que declaran ser jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar.

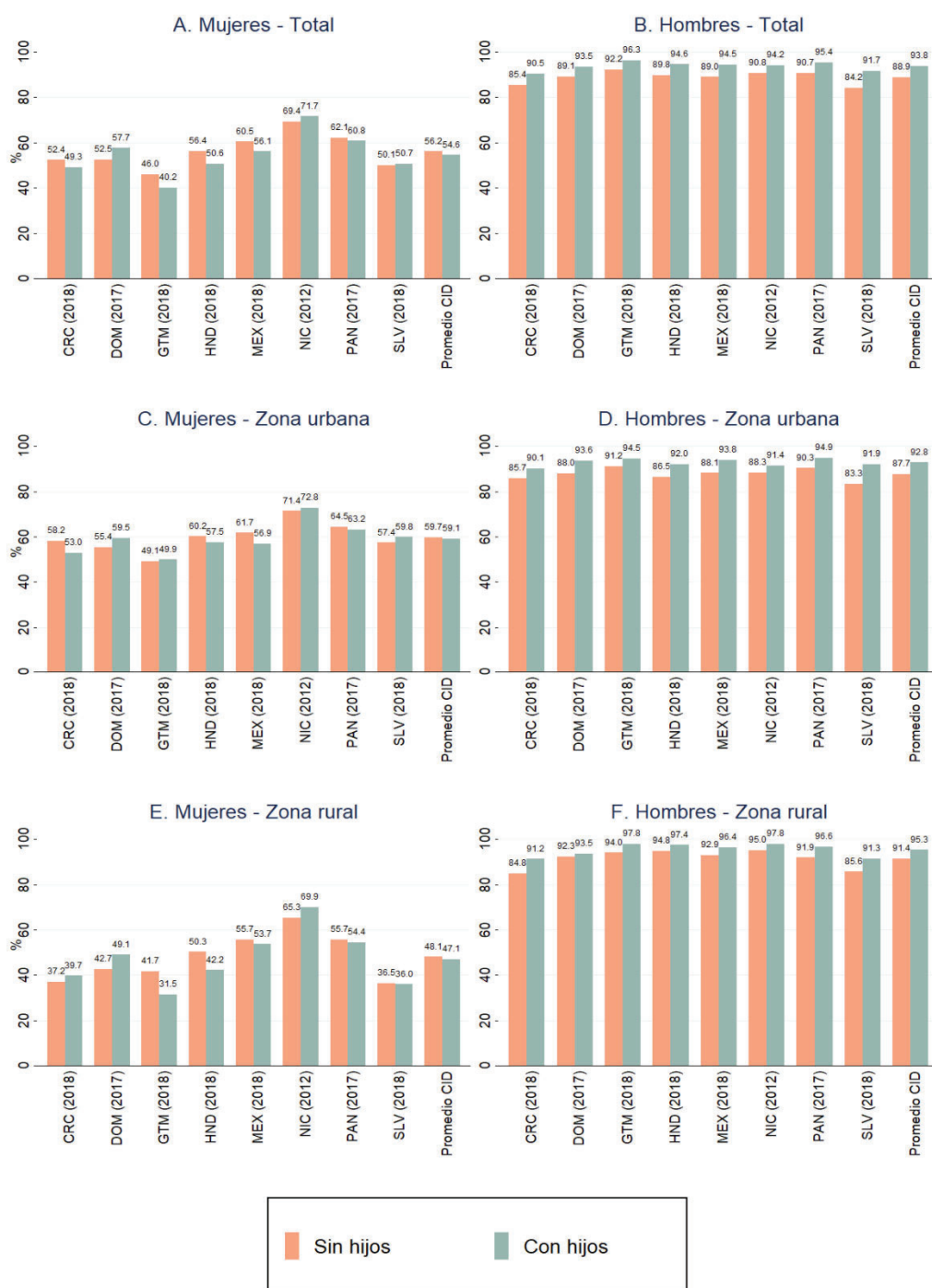
Por el contrario, en el caso de los hombres, el panel B de la Figura 5 muestra que el grupo que se encuentra en unión formal / informal tiene una participación laboral 5.7 puntos porcentuales superior a la del resto de los hombres en la región CID. Estos patrones para

ambos sexos se mantienen al considerar por separado las zonas rurales y urbanas (paneles C, D, E y F de la Figura 4), aunque la participación laboral promedio de las mujeres casadas o en unión informal se reduce a menos de 43.2%, siendo 11.8 puntos porcentuales menor que el promedio de las zonas urbanas, mientras que su brecha promedio con respecto a las mujeres con otros estados civiles se incrementa a 21.7 puntos porcentuales en zonas rurales, en comparación con la brecha de 16.2 puntos porcentuales en zonas urbanas.

A continuación, analizamos si existe una “penalización de maternidad” que influya en la brecha de género en cuanto a la participación laboral de hombres y mujeres. En el panel A de la Figura 6 se muestra la tasa de ocupación de mujeres de 15 a 64 años, jefas de hogar o cónyuges del jefe del hogar, según si tienen hijos o no. en este sentido, en promedio del grupo de países CID, las mujeres que son madres tienen una participación de 54.6%, solo 1.6 puntos porcentuales menor que la participación de las mujeres sin hijos. A nivel individual los países no muestran un patrón claro. Solo en Guatemala (5.8), Honduras (5.8) y México (4.4) se observa una brecha (penalización) negativa mayor a 4 puntos porcentuales que afecta a las mujeres que son madres, mientras que, en países como Nicaragua y República Dominicana, las madres tienen una participación incluso mayor que las mujeres que no tienen hijos. Destacan brechas negativas de participación de mujeres con hijos en zonas urbanas para los casos de Costa Rica y México, cercanas a 5 puntos porcentuales (panel C de la Figura 4), y brechas negativas por encima de 8 puntos porcentuales entre estos mismos segmentos de mujeres en las zonas rurales de Guatemala y Honduras (panel E de la Figura 4).

Por otro lado, tal como lo refleja el panel B de la Figura 6, la paternidad en los países CID no afecta de manera simétrica a los hombres, siendo que su tasa de ocupación promedio se incrementa en 5 puntos porcentuales cuando son padres, exhibiendo un patrón similar por países a nivel individual y al segmentar los sectores rurales y urbanos (paneles D y F de la Figura 4).

Figura 6. Porcentaje de Ocupación de la Población en Edad de Trabajar (15-64 años), según maternidad / paternidad



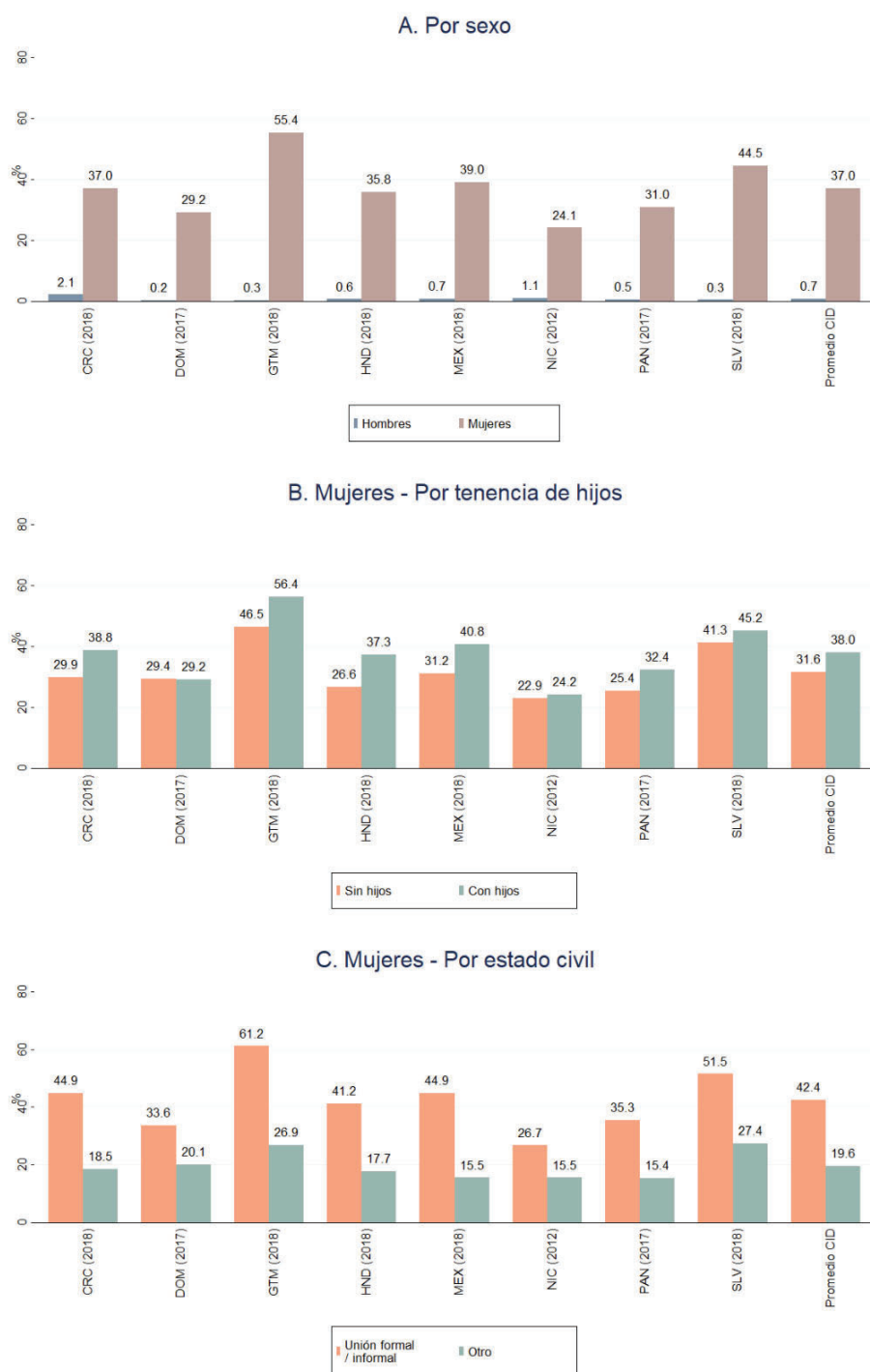
Fuente: Encuestas de hogares y presupuestos familiares de los países (el año de la encuesta acompaña en paréntesis al código del país en el eje horizontal del gráfico), y cálculos propios. Nota: la información es representativa de la población total de individuos entre 15 y 64 años que declaran ser jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar.

Uno de los factores que influye en la baja participación laboral de las mujeres, tanto en el sector formal como informal, es la sobrecarga que las sociedades les asignan en actividades

no remuneradas, tal como lo son los quehaceres del hogar. El subgrupo de países CID no es ajeno a esta realidad. En el panel A de la Figura 7 se observa que el porcentaje de mujeres de 15 a 64 años, en condición de jefas o cónyuges de hogar, que se encuentran en condición de inactividad debido a dedicarse al cuidado del hogar es desproporcionadamente superior al porcentaje de hombres en la misma condición (37% vs 0.7%), destacando que el 55% de las mujeres en Guatemala se encuentran fuera del mercado laboral por estar dedicadas a los quehaceres del hogar.

Al evaluar algunas características sociodemográficas que se ha encontrado en la literatura como determinantes de las oportunidades laborales de las mujeres, como la tenencia de hijos, encontramos que las madres en la región CID tienen un porcentaje de inactividad por dedicación al cuidado del hogar que supera en 6.4 puntos porcentuales al porcentaje de inactividad por la misma razón de la población de mujeres sin hijos, tal como se muestra en el panel B de la Figura 7, donde se percibe que las mayores brechas se encuentran en Honduras (10.7 puntos porcentuales) y Guatemala (9.9 puntos), mientras que República Dominicana es el único país donde prácticamente no se presenta una brecha por tenencia de hijos. Por su parte, en el panel C de la Figura 7 se observa que 4 de cada 10 mujeres casadas o que viven en unión informal se encuentran dedicadas al cuidado del hogar, duplicando la proporción de mujeres con otros estados civiles. A nivel de cada país, se observan brechas negativas de participación laboral de las mujeres casadas o en unión informal que oscilan entre 13 y 34 puntos porcentuales destacando los casos de El Salvador y Guatemala, donde además de esta brecha, la inactividad de las mujeres casadas o en unión informal supera el 50 y 60% respectivamente.

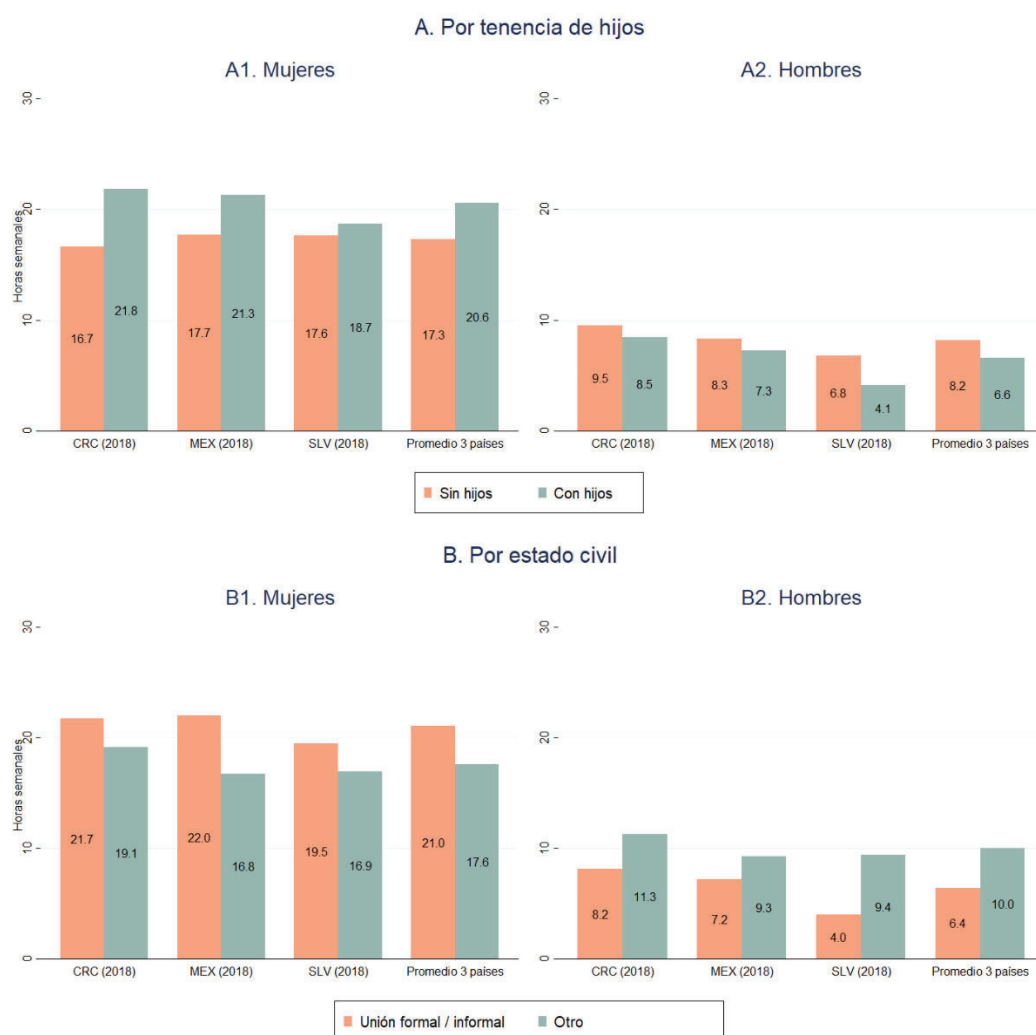
Figura 7. Porcentaje de la Población en Edad de Trabajar (15-64 años) Inactiva debido a Dedicación al Hogar.



Fuente: Encuestas de hogares y presupuestos familiares de los países (el año de la encuesta acompaña en paréntesis al código del país en el eje horizontal del gráfico), y cálculos propios. Nota: la información es representativa de la población total de individuos entre 15 y 64 años que declaran ser jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar.

La presencia de “roles” de género en el hogar también afecta la asignación de tiempo de quehaceres del hogar a las mujeres ocupadas en la región CID, que deben emplear una mayor porción de su tiempo libre para dedicarse a las labores del hogar y el cuidado de la familia. En la Figura 8 se presenta el promedio de horas que los trabajadores dedican a los quehaceres del hogar para tres países de la región, donde no solo se aprecia la considerable diferencia entre la carga de quehaceres entre mujeres y hombres en general, sino que además se observa el efecto opuesto que tiene la tenencia de hijos (panel A) para las mujeres (incrementa en 3.3 su promedio de horas dedicadas a este tipo de actividades) con respecto a los hombres (reduce su promedio en 1.6 horas).

Figura 8. Promedio de Horas Semanales Dedicadas a los Quehaceres Domésticos por Parte de la Población Ocupada

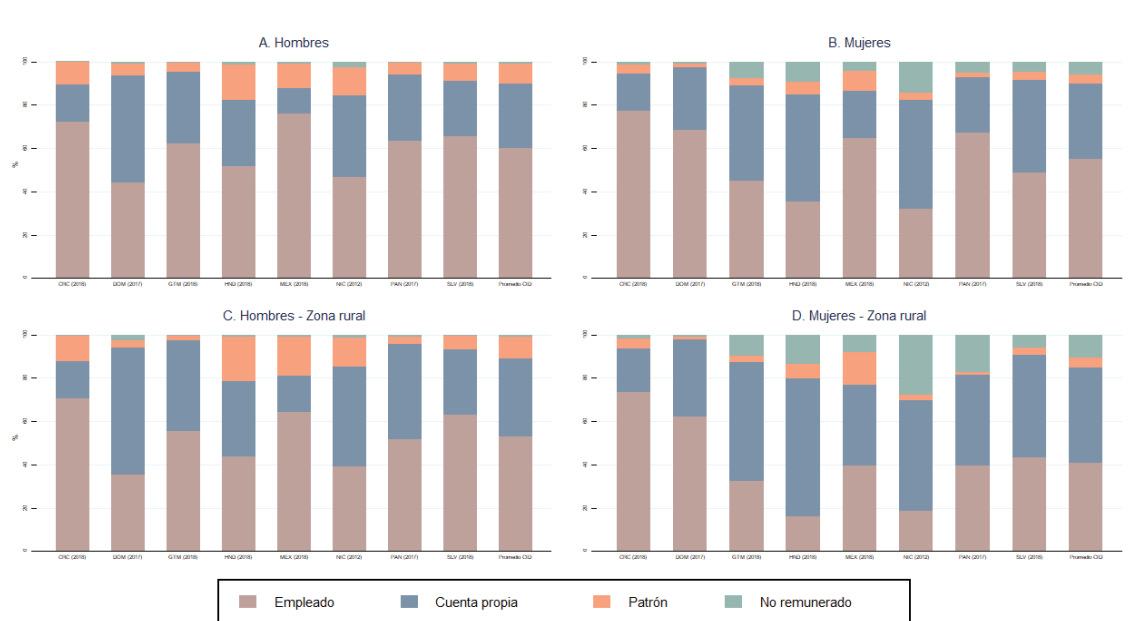


Fuente: Encuestas de hogares y presupuestos familiares de los países (el año de la encuesta acompaña en paréntesis al código del país en el eje horizontal del gráfico), y cálculos propios. Nota: la información es representativa de la población total de individuos entre 15 y 64 años que declaran ser jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar.

Por su parte, en el panel B de la Figura 8 también se observa que la vida conyugal incrementa la carga promedio de horas dedicadas al cuidado del hogar para las mujeres (+3.4 horas) y reduce la carga promedio de los hombres (-3.6 horas).

Otro factor que se manifiesta en la región es que las mujeres trabajadoras enfrentan relativamente menores oportunidades en el mercado laboral. La Figura 9 muestra la distribución de las categorías de empleo según sexo y tenencia de hijos de las mujeres, donde en promedio de los países CID, poco más del 40% de las mujeres trabajadoras se emplea por cuenta propia (34.9%) o en trabajos no remunerados (6%), superior al 30.6% de los hombres que se emplean en estas categorías.

Figura 9. Distribución del Empleo de la Población en Edad de Trabajar (15-64 años) por Categorías y Sexo.



Fuente: Encuestas de hogares y presupuestos familiares de los países (el año de la encuesta acompaña en paréntesis al código del país en el eje horizontal del gráfico), y cálculos propios. Nota: la información es representativa de la población total de individuos entre 15 y 64 años que declaran ser jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar. No se incluye en la gráfica la categoría de "Otra categoría" presente en la Encuesta de El Salvador, debido a que su participación es residual (solo representa aproximadamente de 0.02% de la población de ese país).

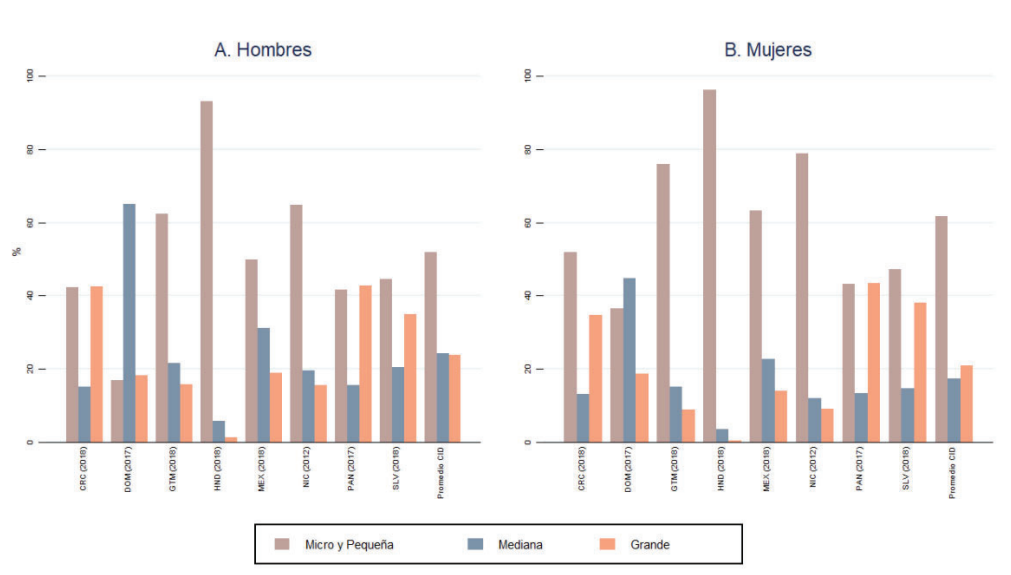
A nivel país, solo en República Dominicana un mayor porcentaje de hombres se autoemplea, en comparación con el porcentaje de mujeres, mientras que, por otra parte, en tres de los ocho países de la muestra, menos del 50% de las mujeres trabajadoras se encuentra en la categoría de empleada o de patrona.

Por otro lado, los paneles C y D de la Figura 9 muestran que, en las zonas rurales, hay una mayor proporción de trabajadores por cuenta propia en ambos sexos, pero con un incremento de la proporción mayor en el caso de las mujeres, quienes también se dedican

en mayor proporción a actividades no remuneradas en las zonas rurales, lo cual es un reflejo de la mayor precariedad de las condiciones laborales de las mujeres ocupadas, especialmente en zonas rurales.

De manera análoga, las mujeres ocupadas se concentran en mayor proporción en microempresas y pequeñas empresas en comparación con los hombres ocupados, tal como se puede apreciar en los paneles A y B de la Figura 10, tanto a nivel del promedio de los países del grupo, como para cada uno de ellos, con excepción de Panamá, donde solo se aprecia una leve brecha de género en el estrato de empresas medianas:

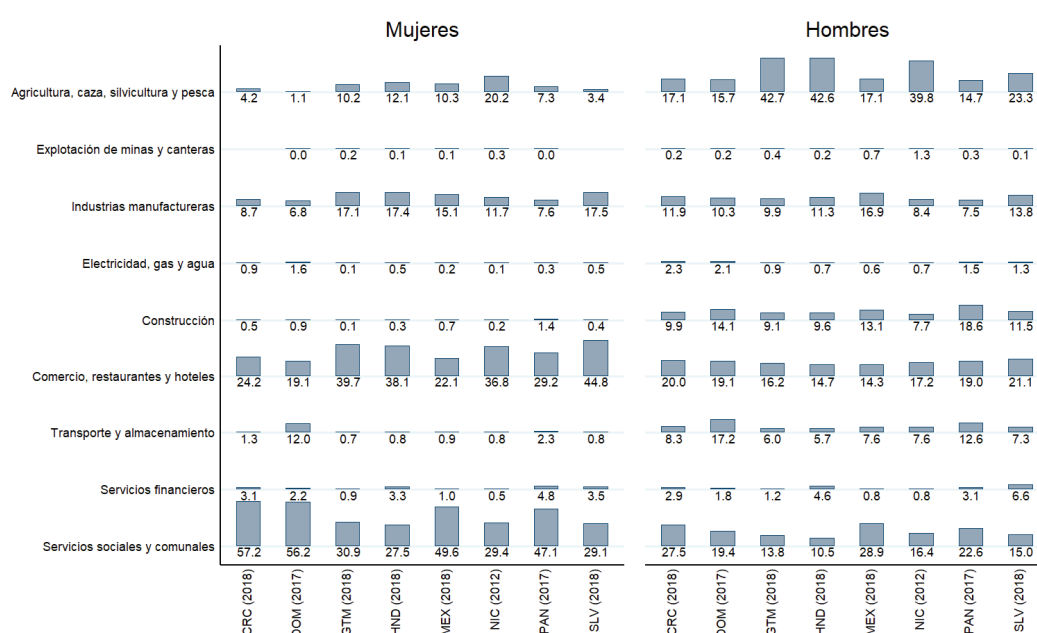
Figura 10. Distribución del Empleo por Categorías, según el Sexo y la Condición de Maternidad de la Población en Edad de Trabajar (15-64 años)



Fuente: Encuestas de hogares y presupuestos familiares de los países (el año de la encuesta acompaña en paréntesis al código del país en el eje horizontal del gráfico), y cálculos propios. Nota: la información es representativa de la población total de individuos entre 15 y 64 años que declaran ser jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar.

Adicionalmente, la participación de los hombres y las mujeres en el mercado laboral se encuentra segmentada de manera relevante por sectores económicos en los países del grupo CID, tal como se observa en la Figura 11, donde observamos que para los distintos países el empleo femenino se distribuye predominantemente en los sectores de “comercio” y “servicios sociales y comunales”, mientras que la participación de los hombres es típicamente mayor que la de las mujeres en los sectores “agrícola” y “construcción”.

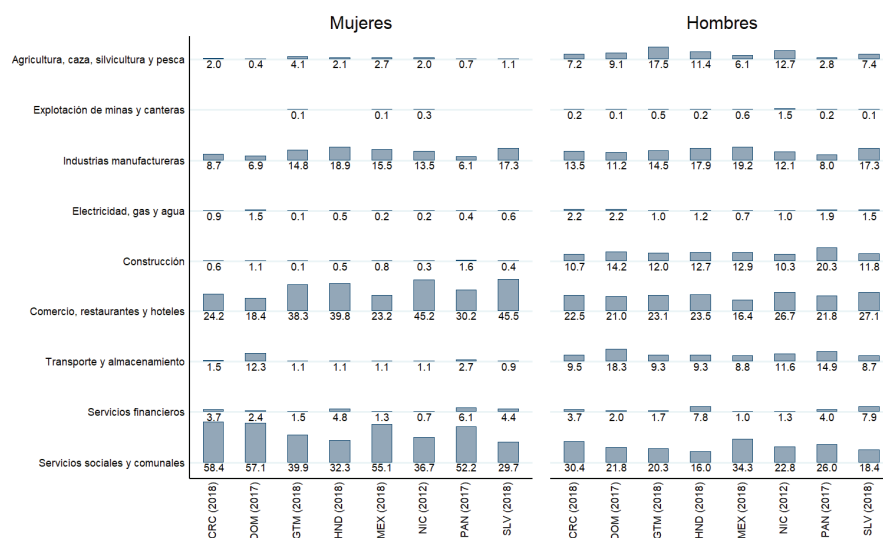
Figura 11. Participación (%) de la Fuerza de Trabajo Ocupada por Sectores Económicos, según países y sexo



Fuente: Encuestas de hogares y presupuestos familiares de los países (el año de la encuesta acompaña en paréntesis al código del país), y cálculos propios. Nota: la información es representativa de la población total de individuos entre 15 y 64 años que declaran ser jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar.

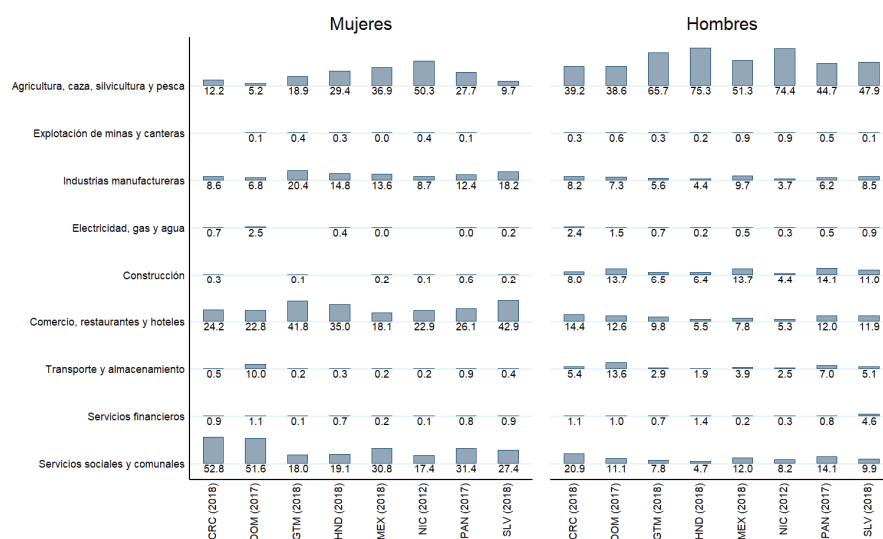
Por su parte, en las Figuras 12 y 13 se presenta esta composición sectorial por zonas urbanas y rurales. Para ambos sexos, la participación en el sector agrícola es mayor en zonas rurales, un resultado esperable. Por su parte, la participación de los hombres en la industria manufacturera en zonas rurales es menor que en el promedio, mientras que en el caso de las mujeres no ocurre este fenómeno, siendo incluso mayor para las zonas rurales en los casos de Guatemala y El Salvador. Finalmente, se mantiene el predominio del empleo femenino en los sectores comercial y de servicios sociales, salvo el del sector comercial de zonas urbanas en República Dominicana, donde el porcentaje de hombres empleados en ese segmento es mayor que el porcentaje de mujeres.

Figura 12. Participación (%) de la Fuerza de Trabajo Ocupada en Zonas Urbanas por Sectores Económicos, según países y sexo



Fuente: Encuestas de hogares y presupuestos familiares de los países (el año de la encuesta acompaña en paréntesis al código del país), y cálculos propios. Nota: la información es representativa de la población total de individuos entre 15 y 64 años que declaran ser jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar.

Figura 13. Participación (%) de la Fuerza de Trabajo Ocupada en Zonas Rurales por Sectores Económicos, según países y sexo

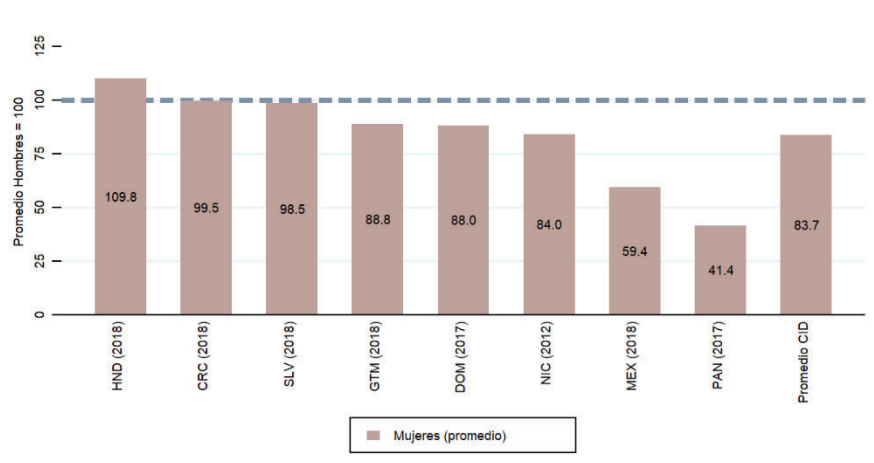


Fuente: Encuestas de hogares y presupuestos familiares de los países (el año de la encuesta acompaña en paréntesis al código del país), y cálculos propios. Nota: la información es representativa de la población total de individuos entre 15 y 64 años que declaran ser jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar.

Las brechas de género y de oportunidades por maternidad que afectan a las mujeres no solo se manifiestan en el acceso al mercado laboral, sino en una menor remuneración relativa una vez dentro de la fuerza de trabajo. En la Figura 14 se presenta el ingreso laboral de

empleo principal de las mujeres trabajando en el sector formal, el cuál es estandarizado igualando a 100 el ingreso promedio de los hombres. Así, se observa que, las mujeres del grupo de países CID gana, en promedio, 0.837 dólares por cada dólar que gana el hombre en promedio. Apenas en tres de los ocho países la remuneración promedio de las mujeres no es inferior al 2% del ingreso salarial promedio de los hombres en el sector formal, mientras que México y Panamá se encuentran en el extremo opuesto, donde la remuneración promedio de las mujeres ocupadas en el sector formal es, respectivamente, 40.6% y 58.6% menor que la de los hombres.

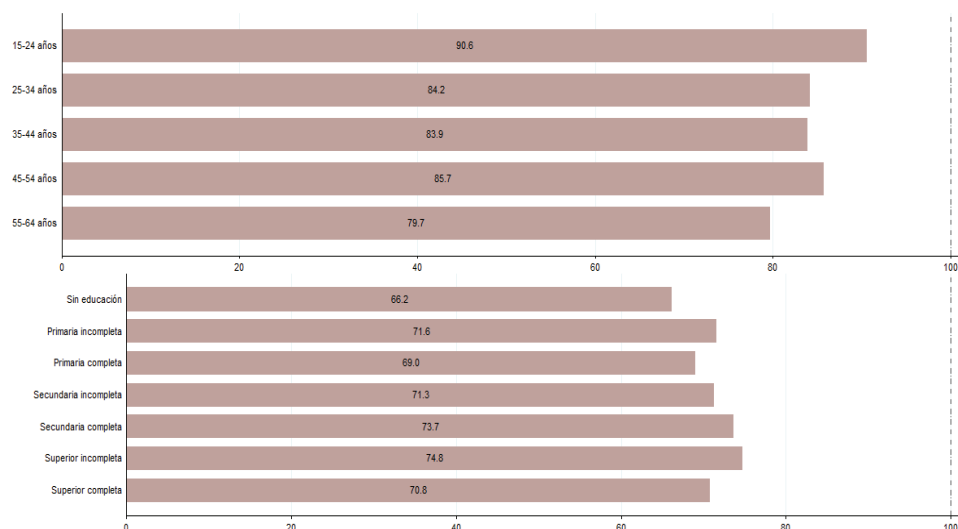
Figura 14. Remuneración Promedio de las Mujeres en el Sector Formal (15-64 años), Relativa a la Remuneración Promedio de los Hombres (=100)



Fuente: Encuestas de hogares y presupuestos familiares de los países (el año de la encuesta acompaña en paréntesis al código del país en el eje horizontal del gráfico), y cálculos propios. Nota: la información es representativa de la población total de individuos entre 15 y 64 años que declaran ser jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar.

En el promedio de países, la brecha de género en las remuneraciones en el sector formal se minimiza entre el grupo de trabajadores con 24-34 años, tal como se aprecia en la Figura 15, donde la mujer en el percentil 50 de la distribución obtiene en promedio 9.4% menos del ingreso salarial promedio de un hombre en el mismo grupo etario. Mientras que, en el grupo de personas entre 55 a 64 años, el ingreso salarial promedio de las mujeres en el sector formal es 20.3% menor que el ingreso de los hombres. En cuanto a la educación, en la misma figura se aprecia que en ninguno de los niveles educativos las mujeres alcanzan un ingreso equivalente al 75% del ingreso promedio de los hombres, e incluso dos de los grupos de menor cualificación educativa (“sin educación” y “primaria completa”) la brecha salarial negativa de las mujeres supera el 30%.

Figura 15. Remuneración Promedio Relativa de las Mujeres en el Sector Formal, Según Grupos de Edad y Nivel Educativo (base: Promedio de los Hombres por Grupo=100)



Fuente: Encuestas de hogares y presupuestos familiares de los países (el año de la encuesta acompaña en paréntesis al código del país en el eje horizontal del gráfico), y cálculos propios. Nota: la información es representativa de la población total de individuos entre 15 y 64 años que declaran ser jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar.

Por otro lado, en la Figura 16 se presentan las remuneraciones relativas según tenencia de hijos y estado civil. Con respecto a la tenencia de hijos, en el panel A observamos que, en el promedio de la región CID, la brecha negativa de las mujeres con hijos es de 6.7 puntos mayor que la brecha negativa mujeres sin hijos, en términos de la remuneración de los hombres. Por su parte, en el caso de los hombres, la paternidad representa un incremento de 4.6 puntos de su remuneración en el promedio de los países del grupo. Pese a que no se observa un patrón claro de penalización por maternidad para las mujeres a nivel individual de cada país, en países como Costa Rica y República Dominicana, las mujeres sin hijos tienen una remuneración promedio mayor al promedio de los hombres, mientras que las mujeres con hijos tienen una remuneración promedio sustancialmente superior a la de las mujeres que son madres, mientras que en el último de estos dos países, al contrario de lo que ocurre con la maternidad para las mujeres, la paternidad representa una mejora sustancial de la remuneración promedio.

Por su parte, en el panel B de la Figura 16 observamos la comparación entre personas viviendo en unión formal o informal con una pareja versus el resto, donde se aprecia que, con considerables heterogeneidades entre países, en el promedio de la subregión CID la vida conyugal representa leves incrementos en la remuneración de las mujeres y de los hombres, siendo México y República Dominicana los únicos países en los que las mujeres casadas o viviendo en unión informal tienen una remuneración considerablemente inferior que las mujeres en otros estados civiles, y de nuevo en República Dominicana, ocurre algo diametralmente opuesto en el caso de las remuneraciones a los hombres viviendo en unión

formal o informal, quienes disfrutaban de una brecha de remuneraciones positiva en comparación con hombres bajo otros estados civiles.

En general, este análisis descriptivo nos permitió observar la magnitud de las brechas de género en participación laboral y remuneraciones sugiere que la maternidad y la vida conyugal influyen de manera relevante en la brecha de género en la ocupación, debido a la asimetría en la asignación de cargas de cuidados del hogar y de la familia por la prevalencia de “roles de género” sociales o culturales, y de manera relativamente menor en la brecha salarial, lo cual podría estar relacionado también con el tipo de empleo y sectores económicos, así como una mayor precarización de las condiciones laborales de las mujeres en la región. Finalmente, la edad y el nivel educativo de las mujeres parecen también tener un rol relevante en la participación laboral de las mujeres y en reducir las brechas laborales.

En la siguiente sección estimamos los principales determinantes de la participación laboral y la remuneración de las mujeres en los países CID.

3. Estimación del impacto de indicadores sociodemográficos en la participación de las mujeres en el mercado laboral y su remuneración

En esta sección se discute brevemente un ejercicio de estimación del impacto promedio de la maternidad, la vida conyugal, y otros determinantes de interés, sobre la participación laboral y remuneraciones para los países del grupo CID. El modelo base a ser estimado tiene como variable dependiente el logaritmo natural del ingreso laboral real (en dólares internacionales a precios de paridad de 2011) por hora de las mujeres, en el cual se incluye un conjunto de regresores con indicadores sociodemográficos, tales como la edad y la edad al cuadrado, para capturar el efecto del ciclo de vida; así como el estado civil, la tenencia de hijos, los años aprobados de educación, con el fin de aproximar el capital humano, y una dummy de zona urbana. Por otro lado, el modelo es controlado por características del empleo (tales como informalidad² y actividad económica) y efectos fijos por país.

Dado que no todas las mujeres de la población en edad de trabajar lo hacen, estimar las remuneraciones a partir de la sola información de quienes sí lo hacen puede representar incurrir en un sesgo de selección. Por lo tanto, implementamos la metodología de corrección del sesgo de selección propuesta por Heckman (1979), que implica incluir una ecuación de selección en el modelo para estimar la probabilidad de que las mujeres estén ocupadas. En nuestro modelo, esta probabilidad se estima contra el mismo conjunto de indicadores sociodemográficos, y en adición, una dummy para controlar por los hogares que reciben rentas no laborales, una variable que en la literatura se asocia a una menor participación laboral, así como un indicador igual a la diferencia de años de escolaridad aprobados de la

² Se consideró incluir también las categorías de empleo y el tamaño de las firmas, pero estas guardan correlaciones lineales con la informalidad que superan el 50% en valor absoluto.

mujer con su respectiva pareja, en el caso que sea positiva para la primera, e igual a cero en caso contrario. Este indicador, inspirado en el criterio de Moeeni (2019), permite aproximar el poder de negociación de las mujeres en el hogar, en un enfoque de solución colectiva en un marco estático, similar al sugerido por Chiappori (1992).

La pertinencia de la especificación de Heckman depende de que la correlación entre los errores estimados de ambas ecuaciones del modelo (denotada por ρ) lo cual ocurre en nuestra estimación al 1% de significancia. El modelo fue estimado mediante el método de máxima verosimilitud con información completa. Las bases de datos empleadas son versiones recientes de las encuestas de hogares y presupuestos familiares de los distintos países.³ La muestra comprende las mujeres en edad de trabajar, es decir, entre 15 y 64 años, que declaren ser jefas de hogar o cónyuges del jefe del hogar en las respectivas encuestas de hogares.

En este sentido, en el panel A de la Tabla 2 se presentan las estimaciones del modelo base, incluyendo los efectos marginales promedio (EMP) sobre la probabilidad de que las mujeres estén ocupadas (ecuación de selección) y los efectos parciales sobre el logaritmo del ingreso real por hora de las mujeres para el conjunto de los países CID. En este sentido, destaca que la vida en unión formal o informal se asocia con una reducción significativa de la probabilidad de ocupación, aproximado al 19%, mientras que la interacción con el indicador del poder de negociación solo mitiga este efecto en 0.8 puntos porcentuales. A su vez, la vida en pareja se asocia significativamente a una disminución de 16.8%⁴ del ingreso real de las mujeres en la región CID. Por su parte, la maternidad se asocia a una disminución de 5.5% de la ocupación y de 6.3% en el ingreso real por hora para las mujeres. Por su parte, cada año de educación aprobado se asocia significativamente con incrementos de 1.7% en la probabilidad de trabajar, y de 8.4% en el ingreso real de las mujeres.

Por otro lado, de acuerdo con nuestros resultados, tanto la participación laboral de las mujeres como su ingreso real son crecientes con la edad (coeficientes positivos de la variable en niveles) pero a una tasa decreciente (coeficientes negativos de la edad al cuadrado), reflejando una forma de U invertida que es consistente con la hipótesis del ciclo de vida.

El vivir en zonas urbanas también se asocia con un 5.6% de aumento en la probabilidad de trabajar y de 18.8% en el ingreso real por hora de las mujeres. El recibir un ingreso monetario no laboral en el hogar se asocia con una reducción de 2.5% en la probabilidad de trabajar para las mujeres. Por último, no se encontró un efecto significativo de la informalidad en el ingreso real de las mujeres.

³ El detalle sobre las bases de datos empleadas y sobre la metodología de estimación se encuentra en el Apéndice 1.

⁴ Al encontrarse el ingreso real de las mujeres expresado en logaritmos, es posible obtener el cambio porcentual a partir del coeficiente de cada regresión. Para ello, el coeficiente debe ser transformado mediante la expresión $(\exp(\text{coeficiente})-1)*100$. Por ejemplo, la disminución de 4.5% del ingreso real de las mujeres trabajadoras, asociado a la vida en pareja, se obtiene a partir de $(\exp(-.184)-1)*100=-16.8\%$.

Tabla 2. Estimación del Ingreso Laboral real y la Probabilidad de Ocupación de las Mujeres en 7 países del Grupo CID

	A. Modelo base			B. Modelo por fertilidad de la mujer		
	Heckman Ln.(ingreso real por hora)	Selección Pr(ocupado) EMP	Selección Pr(ocupado Unión formal o informal=1)	Heckman Ln.(ingreso real por hora)	Selección Pr(ocupado) EMP	Selección Pr(ocupado Unión formal o informal=1)
Unión formal o informal	-.184*** (.0294)	-.188*** (.00972) .00796*** (.00104) -.0546*** (.00739)		-.182*** (.0293)	-.187*** (.00972) .00796*** (.00104)	-.195*** (.0105) .00832*** (.00109)
Unión formal o informal*poder de negociación						
Con hijos						
1 hijo/a						
2-4 hijos						
5 o más hijos						
Años de escolaridad aprobados						
Edad						
Edad^2						
Zona urbana						
Sector informal						
Hogar con ingresos no laborales						
Constante						
N	103,993	55,715	55,715	103,993	55,715	55,715
Rho (ρ)	0.805***			0.805***		
Sigma (σ)	0.748***			0.748***		

Errores estándar robustos a *clústeres* (en paréntesis) y ponderaciones de las encuestas de hogares. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ La muestra comprende mujeres en edad de trabajar (15-64 años) que son jefas de hogar o cónyuges del jefe del hogar. Controles incluidos y no presentados: ramos de actividad económica y efectos fijos por país; grupos de referencia de controles presentados: estados civiles distintos a 'Unión formal o informal'.

En la tercera columna del panel A de la Tabla 2 se presentan los efectos marginales de los regresores sobre la probabilidad de que las mujeres trabajen, condicional a que se encuentren en unión formal o informal con una pareja, donde observamos que, salvo en el caso de la edad y la edad al cuadrado, en ninguna de los regresores ocurre que la diferencia del coeficiente con respecto al efecto marginal promedio (segunda columna de la tabla) se encuentra fuera del error estándar de estos últimos, lo cual sugiere que no existe un efecto significativo conjunto de las variables sobre la probabilidad de estar ocupado, cuando se las condiciona a que las mujeres vivan en pareja.

En el panel B de la Tabla 2 se presenta una variante en el modelo base, donde en lugar de considerar solo la tenencia de hijos, se incluye una variable categórica por grupos de mujeres según su número de hijos, con el fin de analizar si una alta fertilidad tiene efectos aumentadores de la penalización de maternidad. En ese sentido, encontramos que en categorías de mayor fertilidad se asocian con disminuciones significativas en la probabilidad de trabajar para las mujeres y con su ingreso real por hora, en magnitud creciente para cada categoría de fertilidad. Por su parte, el resto de los efectos marginales, correspondientes al resto de los regresores, se mantienen en una magnitud y significancia estadística similar a los obtenidos en el modelo base (panel A)

4. Conclusiones y recomendaciones de política

En base a los resultados del ejercicio econométrico presentado, incrementar el acceso de la educación de las mujeres pareciera ser una condición necesaria para mejorar sus oportunidades de participación laboral y remuneraciones en los países del grupo CID, pero esto debe ir acompañado con el fomento de oportunidades laborales para las mujeres en sectores económicos donde la demanda de mano de obra cualificada sea alta.

La vida conyugal también afecta negativamente la participación laboral de las mujeres y su ingreso real, esto puede estar asociado a un bajo poder de negociación de las mujeres para participar en las decisiones de asignación de recursos dentro del hogar, donde como resultado, terminan teniendo mayores cargas en actividades de cuidado del hogar y de los hijos. La brecha educativa de las mujeres con respecto a sus parejas captura una parte muy leve la brecha de participación laboral de las mujeres.

La maternidad es otra de las características sociodemográficas que reduce la participación laboral de las mujeres y su ingreso real en los países CID, representando evidencia que favorece la hipótesis de la existencia de una penalización por maternidad en las oportunidades laborales para las mujeres. A su vez, la evidencia sugiere que la penalización por maternidad es creciente con la fertilidad de las mujeres. Intervenciones relacionadas con

fomentar la planificación laboral de las mujeres pueden contribuir a mitigar las brechas de participación de las mujeres en el mercado laboral.

Ampliación de las medidas de flexibilización laboral para que las madres puedan equilibrar su balance vida – trabajo, así como para fomentar la mayor participación de los padres en la crianza de los hijos. Godín (2014) sugiere que los mercados laborales deben adoptar modificación que eliminen las recompensas desproporcionadas a las jornadas laborales extendidas o en horarios particulares, como una medida de mitigar la brecha de remuneraciones entre hombres y mujeres y fomentar la existencia de horarios laborales flexibles.

La flexibilización de los permisos por paternidad también puede contribuir a equilibrar el balance de género en cuanto a las responsabilidades en el cuidado de los hijos. En este sentido, Amin et al. (2016) encuentran evidencia para un grupo de 53 economías en desarrollo que sugiere que el mandato de permiso por paternidad se asocia a un incremento de 6.8 puntos porcentuales en el empleo de las mujeres.

Programas de apoyo económico a las madres, como seguros para la crianza y salud de los hijos (de acuerdo con la base de datos global de la Escuela de Salud Pública de la UCLA, México es el único país de la subregión CID que cuenta con esta clase de programas).

Intervenciones que promuevan la mayor participación de las mujeres que vivan en pareja en la generación de ingresos para el hogar, especialmente en zonas rurales y de alta incidencia de la pobreza → Programa de transferencias condicionadas Progresa-Oportunidades en México (Doepke & Tertilt, 2014).

La evidencia sugiere que las mujeres tienden a emplearse en tareas más rutinarias que los hombres (Brusseovich, et al., 2018), lo que las hace más vulnerable al desempleo tecnológico, esto es al desempleo causado por la automatización de las tareas a través de máquinas y algoritmos. Por lo tanto, se recomienda la promoción y fortalecimiento de habilidades digitales en las niñas, lo que les permitiría, en su etapa adulta, insertarse en empleos que puedan realizarse de forma remota o acceder a nuevos mercados ocupacionales que tradicionalmente han sido ocupados por hombres (Bustelo, Suaya, & Viollaz, 2019). Asimismo, brindar incentivos y/o cuotas para la contratación de mujeres, especialmente a las empresas en sectores económicos como la agricultura y la construcción.

Apéndice 1: Estimación del Impacto de Variables Sociodemográficas sobre la Participación Laboral y la Remuneración de las Mujeres en los Países de la Región CID

A continuación, presentamos las bases de datos y la metodología empleadas para obtener la estimación del ingreso real y la probabilidad de ocupación laboral de las mujeres en los países CID. a fin de estimar el impacto que tienen distintas variables sociodemográficas en la participación de las mujeres en el mercado laboral y su remuneración. Para ello, empleamos modelos de regresión de sección cruzada a partir de la información estadística proveniente de versiones recientes de las encuestas de hogares de 7 de los países CID. Los países y las encuestas de hogares respectivas son las siguientes:

País	Nombre de la Encuesta	Fecha
Costa Rica	Encuesta Nacional de Hogares - ENAHO (Instituto Nacional de Estadística y Censos)	2018, julio
El Salvador	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples – EHPM (Fuente: Dirección General de Estadística y Censo)	2018
Guatemala	Encuesta Nacional de Empleo e Ingresos – ENEI (Fuente: Instituto Nacional de Estadística)	2018, junio
Honduras	Encuesta Permanente de Hogares de Propósitos Múltiples – EPHPM (Fuente: Instituto Nacional de Estadística)	2018, junio
México	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares – ENIGH (Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Geografía)	2018, diciembre
Nicaragua	Encuesta Continua de Hogares – ECH (Fuente: Instituto Nacional de Información de Desarrollo)	2012, tercer trimestre
Panamá	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples – EHPM (Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Censo)	2017, marzo
República Dominicana	Encuesta Nacional Continua de Fuerza de Trabajo - ENEI (Fuente: Banco Central de la República Dominicana)	2017, cuarto trimestre

El grupo muestral de interés en cada país, para los efectos del ejercicio econométrico, comprende la población de mujeres en edad de trabajar, es decir, con edades comprendidas entre los 15 y los 64 años, que hayan sido caracterizadas como jefas de hogar o cónyuges del jefe del hogar. Las encuestas permiten tener 78,522 observaciones para la estimación presentada en la Tabla 2, que al ser ponderadas, son representativas de la población a nivel de cada país, e incluyen información sobre distintas características sociodemográficas de las mujeres y de los hogares en los cuales se desenvuelven.

El estudio empírico del efecto de determinantes sociodemográficos sobre la participación laboral y las remuneraciones de las mujeres en el grupo de países CID parte de un modelo para estimar el ingreso laboral real de las mujeres, en base a la siguiente expresión:

$$y_{ik} = \beta_{0k} + \sum_{j=1}^J \beta_{jk} X_{jik} + \varepsilon_{ik}$$

Donde y_{ik} es el logaritmo natural del ingreso real por hora trabajada de la i -ésima mujer en el país k (expresado en dólares americanos de paridad del año 2011), mientras que X_{jik} es un set de J posibles determinantes sociodemográficos, que incluye: una variable binaria (o *dummy*) igual a uno si la mujer vive en unión formal o informal con una pareja y cero en caso contrario, otra variable *dummy* igual a uno si la mujer tiene hijos y cero en caso contrario, la educación medida a través del número de años de escolaridad aprobados, la edad y la edad al cuadrado, dummies para controlar por zonas urbanas, sector informal y actividad económica, así como efectos fijos por país. Por último, ε_{ik} es el error estimado de la ecuación, que se distribuye: $\varepsilon_{ik} \sim N(0, \sigma)$. Mediante los indicadores de vida en pareja y maternidad se persigue estudiar si estas tienen un efecto significativo y negativo en las remuneraciones de las mujeres, debido a la posible existencia de “roles de género en el hogar” y de “penalizaciones por maternidad”, que limiten el tiempo que las mujeres pueden dedicar a hacer carrera profesional. Por otro lado, la edad y el nivel educativo cumplen la función de aproximar el salario de reserva de los individuos, mientras que la edad al cuadrado se incluye para capturar el efecto renta en la elasticidad de la oferta laboral de las mujeres.

Dado que la variable dependiente solo es observable para las mujeres que ejercen una actividad remunerada, estimarla ignorando la información de las mujeres no empleadas puede conllevar a incurrir en un sesgo de selección. Por lo tanto, incluimos en el modelo una ecuación de selección tipo Heckman (1976, 1979), cuya variable dependiente es la probabilidad de que la mujer se encuentre ocupada o no, variable para la cual tenemos un interés particular en estudiar los determinantes de su comportamiento en este estudio. La ecuación de selección puede ser expresada de la siguiente manera:

$$Prob(Ocupada)_{ik} = \sum_{h=1}^H \gamma_{hk} Z_{hik} + \omega_{ik} \quad (2)$$

Donde $Prob(Ocupada)_{ik}$ es una variable binaria igual a 1 si la condición de actividad de la mujer es “ocupada” y cero en caso contrario, para la i -ésima mujer en el país k ; Z_{hik} es un conjunto de H posibles determinantes sociodemográficos, entre los cuales se incluyen, de

nuevo, los indicadores de maternidad y de vida en pareja, los años de escolaridad aprobados, la edad, la edad al cuadrado – en este caso para capturar el efecto del ciclo de vida, la edad al cuadrado y la dummy de zonas urbanas. En adición, incluimos una interacción entre la vida en pareja y la diferencia entre el número de años escolares aprobados entre la mujer y su pareja, cuando esta es positiva, variable que se basa en el criterio de Moeeni (2019) para aproximar el poder de negociación de la mujer en la pareja. En este sentido, esperaríamos que el coeficiente de esta variable mitigue el posible efecto negativo que la vida en pareja tiene en la probabilidad de que las mujeres trabajen en la región CID. Por otro lado, se incluye una dummy igual a uno si el hogar en el que viven las mujeres obtiene un ingreso monetario no laboral, como proxy de los ingresos no laborales, los cuales influyen en las decisiones de asignación de tiempo laboral. Finalmente, ω_{ik} es el error estimado de la ecuación, que se distribuye: $\omega_{ik} \sim N(0,1)$.

La existencia de un sesgo de selección se contrasta a través de la correlación de los errores de la ecuación principal y de la ecuación de selección del modelo.

$$\text{Corr}(\varepsilon_{ik}, \omega_{2ik}) = \rho \quad (3)$$

Donde si $\rho \neq 0$, existe un sesgo de selección que debe ser tomado en cuenta al estimar la ecuación del ingreso real. Al pie de la Tabla 2, se reportan las estimaciones del error estándar de la ecuación del ingreso real σ y del coeficiente de correlación ρ , este último resultó ser significativamente distinto de cero al 1% de significancia, lo cual justifica la estimación mediante el criterio de selección de Heckman.

Dado que el modelo se estima a partir de información de encuestas de hogares, con errores estándar en conglomerados (o *clústeres*), el método de estimación es el de máxima verosimilitud con información completa, que permite obtener una estimación similar al método de dos etapas con errores estándar robustos a heteroscedasticidad (Huber, 1967; White, 1980, 1982). Los valores iniciales provienen de una estimación de mínimos cuadrados ordinarios de la ecuación del ingreso real y una estimación probit de la ecuación de selección.

Los coeficientes presentados en la segunda columna de la Tabla 2 corresponden a los efectos marginales promedio de los regresores que subyacen el modelo probabilístico de la ocupación de las mujeres, por lo que pueden ser interpretados como el efecto promedio de cada una de las variables en la probabilidad de que las mujeres se encuentren ocupadas. Por su parte, en la tercera columna de la misma tabla, se presentan los efectos marginales de cada regresor sobre la probabilidad evaluados en el valor 1 de la dummy de unión formal o informal, lo cual nos permite ver si existe una variación significativa de los efectos de los regresores sobre la probabilidad, cuando interactúan con el hecho de que las mujeres vivan en pareja. Los modelos estimados son robustos a heteroscedasticidad condicional debido a la utilización de clústeres para la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas del modelo.

Referencias Bibliográficas

- Agénor, P. R., & Canuto, O. (2015). Gender equality and economic growth in Brazil: a long-run analysis. *Journal of Macroeconomics*, 43, 155-172.
- Amin, M., Islam, A., & Sakhonchik, A. (2016). *Does paternity leave matter for female employment in developing economies? Evidence from Firm Data*. The World Bank.
- Attanasio, O., & Székely, M. (2002). *A Dynamic Analysis of Household Decision-Making in Latin America: Changes in Household Structure, Female Labor Force Participation, Human Capital and its Returns*. Inter-American Development Bank, Research Department, Latin American Research Network. Disponible en <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.202.200&rep=rep1&type=pdf>. (Última vez consultado el 15-03-2020).
- Basu, K. (2006). Gender and say: A model of household behaviour with endogenously determined balance of power. *The Economic Journal*, 116(511), 558-580.
- Beller, A. H. (1982). Occupational segregation by sex: Determinants and changes. *Journal of Human Resources*, 371-392.
- Brussevich, M., Dabla-Norris, E., Kamunge, C., Karnane, P., Khalid, S., & Kochhar, K. (2018). *Gender, Technology and the Future of Work*. Washington D.C.: International Monetary Fund.
- Budig, M. J., & England, P. (2001). The wage penalty for motherhood. *American sociological review*, 204-225.
- Chiappori, P. A. (1992). Collective labor supply and welfare. *Journal of political Economy*, 100(3), 437-467.
- Bustelo, M., Suaya, A., & Viollaz, M. (2019). *El futuro del trabajo en América Latina y el Caribe: ¿Cómo será el mercado laboral para las mujeres?* Washington D.C.: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Chiappori, P. A. (1992). Collective labor supply and welfare. *Journal of political Economy*, 100(3), 437-467.
- Doepke, M., & Tertilt, M. (2017). Does female empowerment promote economic development?. Buffett Institute Global Poverty Research Lab Working Paper No 17-112. Disponible en <https://ssrn.com/abstract=3127032>. (Última vez consultado el 15-03-2020).
- England, P., Bearak, J., Budig, M. J., & Hodges, M. J. (2016). Do highly paid, highly skilled women experience the largest motherhood penalty?. *American Sociological Review*, 81(6), 1161-1189.
- Friedberg, L., & Webb, A. (2005). The chore wars: Household bargaining and leisure time. *Unpublished manuscript*. Charlottesville, VA: University of Virginia.
- Friedberg, L., & Webb, A. (2006). *Determinants and consequences of bargaining power in households* (No. w12367). National Bureau of Economic Research.

Goldin, C. (2014). A grand gender convergence: Its last chapter. *American Economic Review*, 104(4), 1091-1119.

Heckman, J. J. (1976). The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. En *Annals of economic and social measurement*, volumen 5, número 4 (pp. 475-492). NBER.

Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153-161.

Heckman, J. J., & MaCurdy, T. E. (1980). A life cycle model of female labour supply. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 47-74.

Huber, P. J. (1967, junio). The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions. En *Proceedings of the fifth Berkeley symposium on mathematical statistics and probability* (Vol. 1, No. 1, pp. 221-233).

ILO (2019a). *Informe: Panorama laboral de América Latina y el Caribe 2019*. Disponible en https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/documents/publication/wcms_732198.pdf. (Última vez consultado el 15-03-2020).

ILO (2019b). *Mujeres en el mercado de trabajo: Retos pendientes hacia una efectiva equidad en América Latina y el Caribe*. Disponible en https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/documents/publication/wcms_715183.pdf.

Itaoka, K. (2012, April). Regression and interpretation low R-squared. In *Proceedings of the presentation at Social Research Network 3rd Meeting, Noosa*. Mizuho Information and Research Institute, Inc. Disponible en https://ieaghg.org/docs/General_Docs/3rd_SRN/Kenshi_Itaoka_RegressionInterpretationSECURED.pdf. (Última vez consultado el 15-03-2020).

Lundberg, S., & Pollak, R. A. (1996). Bargaining and distribution in marriage. *Journal of economic perspectives*, 10(4), 139-158.

Manser, M., & Brown, M. (1980). Marriage and household decision-making: A bargaining analysis. *International economic review*, 31-44.

McElroy, M. B., & Horney, M. J. (1981). Nash-bargained household decisions: Toward a generalization of the theory of demand. *International economic review*, 333-349.

Moeni, S. (2019). Married women's labor force participation and intra-household bargaining power. *Empirical Economics*, 1-38.

Puhani, P. (2000). The Heckman correction for sample selection and its critique. *Journal of economic surveys*, 14(1), 53-68.

White, H.L. Jr. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48: 817-838.

White, H.L. Jr. (1982). Maximum likelihood estimation of misspecified models. *Econometrica* 50: 1-25