
SEGREGACIÓN OCUPACIONAL DE GÉNERO Y EMPLEO EN MICROEMPRESAS DE COLOMBIA

Marlyn Vanessa Vargas
Rubén Castillo

Vargas, M. V., & Castillo, R. (2022). Segregación ocupacional de género y empleo en microempresas de Colombia. *Cuadernos de Economía*, 41(87), 651-676.

Este trabajo analiza la asociación entre la segregación ocupacional de género y las modalidades de empleo en las microempresas colombianas, como un aporte al estudio de la desigualdad en el mercado laboral, entre hombres y mujeres, evaluado, por lo regular, desde la disparidad salarial. A través de estimaciones de datos panel de la Encuesta de Microestablecimientos 2012-2016 de Colombia, los hallazgos sugieren que, a diferencia de la población masculina, la femenina es menos empleada, primero, en los oficios industriales y comerciales, en compara-

M. V. Vargas Rojas
Universidad Santiago de Cali, Departamento de Economía. Cali, Colombia. Correo electrónico: marlyn.vargas00@usc.edu.co

R. Castillo Tabares
Universidad Santiago de Cali, Departamento de Economía. Cali, Colombia. Correo electrónico: rcastillo@usc.edu.co

Sugerencia de citación: Vargas, M. V., & Castillo, R. (2022). Segregación ocupacional de género y empleo en microempresas de Colombia. *Cuadernos de Economía*, 41(87), 651-676. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v41n87.89151>

Este artículo fue recibido el 14 de julio de 2020, ajustado el 15 de abril de 2021 y su publicación aprobada el 8 de junio de 2021.

ción con los de servicios; y, segundo, en el trabajo remunerado, en comparación con el no remunerado.

Palabras clave: empleo; género; microempresas; segregación ocupacional.

JEL: J16, J21, J41, J71.

Vargas, M. V., & Castillo, R. (2022). Occupational segregation by gender and employment in micro-enterprises in Colombia. *Cuadernos de Economía*, 41(87), 651-676.

This paper examines the association between occupational gender segregation and employment patterns, in Colombian micro-enterprises, as a contribution to the study of inequality in the labour market between men and women, generally evaluated from the wage gap. Using data estimates from the 2012-2016 Colombia Microestablishment Survey, the findings suggest that, unlike the male population, women are less employed in both industrial and commercial trades, in comparison with services; as in paid work, compared with unpaid work. Such differential treatment is higher in the industrial sector and in permanent or long-term recruitment.

Keywords: Employment; gender; micro-business; occupational segregation.

JEL: J16, J21, J41, J71.

INTRODUCCIÓN

La segregación ocupacional de género se refiere a la desigualdad de la composición femenina y masculina en conjuntos de trabajos¹ con requerimiento de habilidades similares, considerando la existencia de estereotipos que señalan cuáles actividades son apropiadas para hombres o mujeres (Maume, 1999). Su relación con la contratación laboral ha sido un tema poco abordado desde la ciencia económica, más cuando se trata del entorno microempresarial en Colombia. Los aportes más destacados han girado, en primera instancia, en torno a la disparidad salarial (Meng y Miller, 1995; Barón y Cobb-Clark, 2010), los cuales sugieren la desventaja para las mujeres en la diferencia de ingresos laborales entre actividades económicas, superior cuando se trata de oficios altamente remunerados. En segunda instancia, están los trabajos que explican que, mientras ellas tienen mayor posibilidad de ser empleadas en actividades relacionadas con los servicios como la contaduría, consultoría y la atención médica, los hombres son preferidos para oficios que requieren de habilidades físicas (Pan, 2015; Glover y Kirton, 2006).

El objetivo de este análisis es identificar empíricamente la asociación entre segregación ocupacional de género, con base en los sectores económicos industrial, comercial y de servicios, y el tipo de empleo sin remuneración, permanente y temporal en microempresas colombianas, de 2012 a 2016. El punto de partida está en las pocas investigaciones relacionadas con el tema (Devine, 1992; Carlsson, 2011), las cuales han expuesto la desventaja para la mano de obra femenina en empresas dedicadas a oficios técnicos y tecnológicos y la ventaja referente al empleo en oficios relativos a la atención al cliente, considerando que la división del tiempo laboral de las mujeres entre el hogar y el mercado tiene un peso más alto en comparación con los hombres². En términos de los pocos estudios enfocados en las pequeñas firmas (Carrington y Troske, 1995; Baines y Wheelock, 1998; Mijid, 2015), los resultados presentan la preferencia de los empresarios por emplear personas de su mismo género y la preponderancia de mujeres entre los trabajadores sin pago. No se encuentran análisis extensos sobre el rol de las modalidades de contratación, como busca el presente estudio.

De este modo, en este artículo se discute (1) la manera como el empleo de hombres y mujeres en microempresas se diferencia según el sector económico, comprendiendo la industria, los servicios y el comercio; y (2) la significatividad de dicha disparidad en el trabajo no remunerado, temporal y permanente en Colombia. Las hipótesis se enmarcan en el predominio del empleo femenino en los oficios de servicios y en el trabajo no remunerado y temporal, en comparación con la

¹ Aunque el presente trabajo no realiza un análisis diferenciado por renglones ocupacionales, según la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones (CIUO), es asumido que los sectores económicos son una aproximación, puesto que comprenden conjuntos de trabajos con similares habilidades requeridas dentro de cada uno.

² Situación que desfavorecería el acceso laboral de las trabajadoras incluso en oficios feminizados, en comparación con lo que podría suceder con los hombres en ocupaciones masculinizadas (Maira, 2015).

superioridad del masculino en el sector industrial y comercial bajo la modalidad de trabajo permanente.

En ese sentido, el estudio es también relevante por sus implicaciones frente a las políticas públicas relacionadas con la paridad de género en el mercado laboral. Considerando que el 92,3 % de las empresas colombianas está constituido por microempresas; al igual que más del 80 % de las firmas en América latina y Europa (OECD/CAF, 2019) y más del 70 % en Estados Unidos (OECD, 2019), los hallazgos podrían reflejar un contexto de segregación ocupacional y precarización laboral con enfoque de género, en la parte mayoritaria de la estructura empresarial actual.

Para ello, luego de esta introducción, se presenta una revisión de la literatura, seguida de una exposición de la base de datos utilizada, sus estadísticas descriptivas y la metodología de las estimaciones econométricas, empleada para los datos panel. En los siguientes dos apartados, se reportan y discuten los resultados, junto con sus implicaciones, para finalizar con la exposición de las conclusiones.

REVISIÓN DE LA LITERATURA

Distintos economistas han realizado esfuerzos considerables para calcular la magnitud de la desigualdad de género en el empleo, especialmente, a través del nivel educativo y los ingresos salariales. Pero aún son pocos los estudios centrados en la relación entre segregación ocupacional y el tipo de contratación. Inicialmente, la posición desfavorable del género femenino ha sido analizada como producto del trato diferenciador de las empresas hacia su trabajo y su salario (Liao y Paweenawat, 2020; Galvis, 2010), lo que ha conllevado a fortalecer el autoempleo de las mujeres (Boden, 1999).

Otros trabajos (Grimshaw, 2000; Castagnetti *et al.*, 2019) explican que la disparidad de género estaría más relacionada con las brechas salariales entre las ocupaciones originadas en el sector público y el privado. El primero sería más tendiente a favorecer la equidad. Por ejemplo, por una parte, Fortin (2005) aplica un modelo económico explicativo de la participación laboral femenina, considerando su empleo y estatus laboral temporal, a partir de las actitudes tradicionales asociadas al rol de género. Igualmente, Hirsch (2005) analiza la variación del salario real individual por hora a través de una variable binaria que identifica si el empleo principal es temporal; sin centrarse en el aspecto de las actividades económicas. Por su parte, Dube y Kaplan (2010) estudian la asociación entre el salario real individual y dos variables binarias, una del oficio al que se dedica, como Meng y Miller (1995), y otra de empleo temporal.

La asociación de la desigualdad o trato desigual entre hombres y mujeres según el tipo de ocupación no ha sido estudiada desde la perspectiva de la modalidad de empleo, pues predomina, nuevamente, la investigación con respecto a los salarios. La idea de que segregación de las mujeres en actividades asociadas a la manufactura es la base de la disparidad de ingresos, se ha desarrollado, ya que estas son

las que mayor nivel salarial proveen (Meng y Miller, 1995; Ahmed *et al.*, 2011; Strawinski *et al.*, 2018). Incluso, ha sido construida una escala vertical del nivel de discriminación de género a partir del caso de la industria de Inglaterra (Blackburn *et al.*, 1993).

Así, entre los estudios empíricos que relacionan la brecha salarial y el trato desigual en las actividades se encuentran, por ejemplo, los de Dube y Kaplan (2010) y Meng y Miller (1995). Estos autores resaltan el debilitamiento de los ingresos laborales en los oficios de servicios por cuenta de un proceso de precarización, donde las más afectadas han sido las mujeres; al igual que en el sector rural industrial que provee pocas opciones de empleo para ellas. Esta segregación interocupacional tiende a ser un reflejo de las representaciones tradicionales de género en las que ellas tienen desventajas. Asimismo, Barón y Cobb-Clark (2010), Fortin y Huberman (2002), Boden (1999) y Grimshaw (2000) concluyen que las diferencias por género en el trabajo se manifiestan en un menor nivel salarial para las mujeres, las menos favorecidas, al ser contratadas en oficios con baja remuneración; por lo que se presenta una exclusión entre ocupaciones y dentro de cada una.

En contraste con los anteriores estudios, existen trabajos centrados en la inserción laboral. Fortin (2005), Belt *et al.* (2002) y Domínguez y Brown (2013) encuentran que, dadas las ideas discriminatorias asociadas a las mujeres como personas dedicadas a las actividades del hogar, los empleadores temen la baja productividad por el “reto femenino” de conciliar la vida familiar con la laboral. Esa circunstancia ha llevado a que ellas sean más favorecidas en ocupaciones basadas en los servicios, por el estereotipo de que tienen mejores cualidades que los hombres para la atención al cliente. De igual manera, trabajos como los de Friedemann-Sánchez (2006), Bussmann (2009), Pfau-Effing (1994) y Worrall *et al.* (2010) enfatizan en las barreras relativas al empleo y la propiedad de activos que enfrentan las mujeres en la industria, a diferencia de los servicios. Aunque también se encuentran estudios (Queneau y Sen, 2007; Belloc y Tilli, 2013), minoritarios, que presentan hallazgos sobre la disminución de la brecha de género en el mercado de trabajo.

Si bien no se han encontrado reportes de información sobre la posible relación entre la desigualdad ocupacional asociada al género y el tipo de empleo en microempresas, los trabajos más cercanos al tema se relacionan con la segregación femenina y la precariedad laboral. Por ejemplo, Blackburn *et al.* (1993), Forsythe (2019) y Stier y Yaish (2014) analizan los cambios en el estatus laboral de las mujeres considerando elementos que, además del salario, caracterizan la calidad del trabajo como la productividad, la protección social y la autonomía. Dentro de las principales conclusiones, se encuentra que la disparidad de género también es visible en la empleabilidad de mujeres en oficios precarizados, postulado que comparten Hirsch (2005) y Neumark (2018). Especialmente, estos dos últimos trabajos destacan empíricamente, con observaciones a nivel empresarial, la participación de mujeres en el trabajo temporal, como un factor que exacerba su vulnerabilidad en el trabajo.

El estudio de la participación laboral en actividades temporales y permanentes, según el género, ha mostrado resultados de predominancia femenina en el primero, pues los trabajos enfocados en las microempresas son escasos. Según Bartoll *et al.* (2014), los hombres están menos satisfechos frente a un empleo temporal que las mujeres. Para ellas, ese tipo de trabajos ofrece un alivio relativo a la división sexual del mercado de trabajo, ya que proporciona las condiciones para combinar los oficios familiares y los laborales. Kjeldstad y Nymoen (2012) coinciden al respecto, argumentando la preferencia femenina por empleos flexibles, especialmente en las actividades de servicios y del cuidado, en particular. Ellos encuentran que, en general, quienes de ambos géneros prefieren los contratos temporales tienen edades tempranas y niveles educativos medios en la mayoría de los casos, o bien son adultos mayores. Otros trabajos, como los de Luke y Munshi (2011) y Arulampalam *et al.* (2004) tienen resultados referentes a la relación entre productividad, tipos de empleo y género, sin hallazgos sobre la segregación ocupacional.

DATOS, VARIABLES Y ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN

El análisis estadístico de este estudio es realizado a partir de los datos de la Encuesta de Microestablecimientos de Colombia (Departamento Administrativo Nacional de Estadística [DANE], 2018), ya que es la encuesta oficial del sector microempresarial, durante un periodo de cinco años (2012-2016). Esta fue diseñada, implementada y financiada por el DANE, y publicada por el Archivo Nacional de Datos. Las unidades de la muestra son las microempresas, lo que permite estructurar la información estadística como un panel compuesto por 21 739 bloques de información para Colombia, representativo de 48 426 firmas de industria, comercio y servicios con máximo nueve personas empleadas. Dichas unidades económicas están distribuidas en las 24 ciudades principales³ del país, con sus áreas metropolitanas, y contaron con características de ocupación del mismo espacio físico, identificación de la misma unidad legal durante 2010-2011, y con más de un año de operación.

Las variables que se explican son: *W_unpaidit*: empleo femenino no remunerado; *M_unpaidit*: empleo masculino no remunerado; *W_permanentit*: empleo femenino con contrato permanente; *M_permanentit*: empleo masculino con contrato permanente; *W_temporit*: empleo femenino con contrato temporal; y *M_temporit*: empleo masculino con contrato temporal.

Si bien el salario es el pago por la utilización de la fuerza laboral como factor productivo, las dos primeras variables se refieren a la situación de unidades eco-

³ Bogotá, Medellín y área metropolitana, Cali y Yumbo, Barranquilla y Soledad, Bucaramanga y área metropolitana, Manizales y Villamaría, Pasto, Pereira y Dosquebradas, Ibagué, Cúcuta (incluidos Villa del Rosario, Los Patios y El Zulia), Villavicencio, Montería, Cartagena, Tunja, Florencia, Popayán, Valledupar, Quibdó, Neiva, Riohacha, Santa Marta, Armenia, Sincelejo y San Andrés.

nómicas que tienen como parte de su personal a familiares, que desempeñan labores para el funcionamiento empresarial, sin recibir remuneración monetaria ni en especie. Por el contrario, $W_permanentit$ y $M_permanentit$ están relacionadas con el personal contratado a término indefinido; mientras que $W_temporit$ junto a $M_temporit$ se refieren a contrataciones a corto plazo.

En la Tabla 1 se presenta una breve descripción estadística de la información proporcionada por el DANE sobre las variables dependientes e independientes de los modelos⁴. En promedio, los ingresos de las microempresas son de 778000000 COP (1898663 USD), el total de empleados es de dos personas. Al parecer, las diferencias de los promedios entre cantidad de mujeres y hombres son más amplias en el empleo permanente (0,35 y 0,31, respectivamente) que en el no remunerado (0,53 y 0,55, respectivamente) y mínimas en el trabajo temporal. La mayoría de los establecimientos desempeñan actividades comerciales (62,37%); y una minoría, oficios industriales (10,42%). Con respecto a la antigüedad⁵, cerca de la mitad tiene entre tres (14,34%) y menos de diez años (27,10%) de funcionamiento; además, es baja la proporción de las que tienen menos de un año (0,66%). Así también, la mitad está concentrada en las regiones oriental (20,34%) y central (29,90%).

Tabla 1.

Estadísticas descriptivas de las variables de los modelos a estimar, 2012-2016

Variable		Mean	DE	Mín.	Máy.
<i>Variables discretas</i>					
Cantidad de mujeres socias, propietarias y familiares sin remuneración (W_unpaid)	O	0,534	0,590	0	8
	B		0,460	0	2,8
	W		0,369	-1,866	6,934
Cantidad de hombres socias, propietarios y familiares sin remuneración (M_unpaid)	O	0,546	0,603	0	8
	B		0,464	0	4,2
	W		0,386	-2,854	5,146
Cantidad de mujeres empleadas con contrato permanente (W_permanent)	O	0,352	0,799	0	9
	B		0,614	0	5
	W		0,512	-4,648	7,552
Cantidad de hombres empleados con contrato permanente (M_permanent)	O	0,312	0,792	0	9
	B		0,599	0	6,6
	W		0,518	-4,688	6,312

(Continúa)

⁴ El cálculo de los factores de inflación de varianza (VIF) para las variables independientes es menor que 5,0, lo que indica la no existencia de multicolinealidad.

⁵ La antigüedad de la empresa se ha categorizado en tantos grupos, dado que la Encuesta de Microestablecimientos de Colombia la presenta de manera cualitativa.

Variable		Mean	DE	Mín.	Máx.
Cantidad de mujeres empleadas con contrato temporal (W_tempor)	O	0,183	0,589	0	9
	B		0,398	0	5,25
	W		0,434	-4,067	6,183
Cantidad de hombres empleados con contrato temporal (M_tempor)	O	0,177	0,591	0	9
	B		0,385	0	5,75
	W		0,448	-5,073	6,927
Cantidad total de empleados (Employ)	O	2,137	1,372	1	9
	B		1,190	1	9
	W		0,684	-3,263	7,737
<i>Variables dicotómicas</i>					
1 para sector económico industrial. 0 para otros (Industrial)	O	0,104	0,306	0	1
	B		0,299	0	1
	W		0,064	-0,696	0,904
1 para sector económico comercial. 0 para otros (Trade)	O	0,624	0,484	0	1
	B		0,469	0	1
	W		0,122	-0,176	1,424
1 para tiempo de funcionamiento del negocio menor a un año, 0 para otros (Year < 10)	O	0,007	0,081	0	1
	B		0,038	0	0,6
	W		0,072	-0,593	0,807
1 para tiempo de funcionamiento del negocio de un año a menos de tres años, 0 para otros ($1 \leq \text{year} < 3$)	O	0,103	0,305	0	1
	B		0,183	0	1
	W		0,243	-0,697	0,903
1 para tiempo de funcionamiento del negocio de tres años a menos de cinco años, 0 para otros ($3 \leq \text{year} < 5$)	O	0,143	0,350	0	1
	B		0,195	0	1
	W		0,291	-0,657	0,943
1 para tiempo de funcionamiento del negocio de cinco años a menos de diez años, 0 para otros ($5 \leq \text{year} < 10$)	O	0,271	0,444	0	1
	B		0,269	0	1
	W		0,354	-0,529	1,071
1 para ubicación en la región Caribe ^{<2>} , 0 para otros (Caribbean_r)	O	0,121	0,326	0	1
	B		0,326	0	1
	W		0	0,121	0,121
1 para ubicación en la región Oriental ^{<2>} , 0 para otros (Eastern_r)	O	0,203	0,403	0	1
	B		0,403	0	1
	W		0	0,203	0,203

(Continúa)

Variable		Mean	DE	Mín.	Máx.
1 para ubicación en la región Central ^{<=>} , 0 para otros (Central_r)	O	0,299	0,458	0	1
	B		0,458	0	1
	W		0	0,299	0,299
1 para ubicación en la región Pacífica ^{<=>} , 0 para otros (Pacific_r)	O	0,182	0,386	0	1
	B		0,386	0	1
	W		0	0,182	0,182
1 para ubicación en Bogotá, 0 para otros (Capital_dist)	O	0,183	0,387	0	1
	B		0,387	0	1
	W		0	0,183	0,183
<i>Variables continuas</i>					
Logaritmo del valor total de las ventas o ingresos del negocio o establecimiento en el mes anterior (Income)	O	17,442	1,234	9,903	22,004
	B		1,061	12,349	21,522
	W		0,630	11,550	21,506

Nota: el valor de la media (Mean), la desviación estándar (DE) en los componentes overall (O), between (B) y within (W), junto al del dato mínimo (Mín.) y máximo (Máx.) es presentado para cada variable. Las observaciones son 108 695 y cinco periodos para todas las variables, a excepción de dos variables (W_tempor y M_tempor) que no tienen datos en un periodo (2015), para las cuales las observaciones son 86 956. El efecto de los factores cualitativos podrá ser evaluado considerando que, en el caso de las variables “sector económico”, el grupo base es el sector servicios con promedio 0,272; en el caso de las variables tiempo de funcionamiento, el grupo base es de diez años en adelante con promedio 0,476; y en el caso de las variables regionales, el grupo base es el conjunto Orinoquía y Amazonía, con promedio de 0,011.

Fuente: elaboración propia con resultados de los cálculos realizados en Stata, a partir de los datos de la Encuesta de Microestablecimientos 2012-2016 de Colombia (DANE, 2018).

Las variabilidades “overall” y “within” son calculadas a partir de 108 695 datos de microempresas por año; mientras que la variabilidad “between” es calculada sobre 21 739 microempresas; además, el promedio de años en el que las unidades económicas fueron observadas es cinco. La cantidad de mujeres socias, propietarias y familiares sin remuneración (*W_unpaid*) varía globalmente entre 0 y 8; el promedio de dicha cantidad en cada firma oscila entre 0,0 y 2,8; mientras que la desviación del promedio de cada microempresa varía entre -1,866 y 6,934.

El objetivo del análisis cuantitativo es identificar la asociación entre la segregación ocupacional de género y las modalidades de empleo en las microempresas colombianas, considerando las variables características de control, como el tamaño de la empresa y su ubicación. El trabajo con datos longitudinales es realizado con el modelo econométrico de datos de panel (Wooldridge, 2010), realizando la comparación de resultados obtenidos por la estimación de los siguientes modelos: mínimos cuadrados ordinarios (MCO) agrupados, efectos aleatorios, efectos fijos, con

errores estándar corregidos para panel (PCSE)⁶ y Poisson. El software STATA fue el elegido para el análisis estadístico.

La ocupación laboral femenina y masculina son las variables que se buscan explicar, medidas en cantidad de personas contratadas por la firma⁷, de acuerdo con autores de trabajos similares como Conroy y Weiler (2016), Bussmann (2009) y Oster (1975). Las variables independientes de interés son los sectores económico industrial y comercial, medidas como dos variables binarias que tienen como categoría de referencia el sector de servicios, dado que aportes teóricos indican que los sectores económicos pueden incidir en las brechas de empleo. Específicamente, Kübler *et al.* (2018), Galarza y Yamada (2017), Moreno *et al.* (2012), Carlsson (2011) y Sullivan y Smithson (2007) han mostrado la discriminación negativa de mujeres en oficios industriales, y positiva en aquellos asociados a servicios y comercio.

El modelo estima la contribución del sector económico en la ocupación laboral femenina y masculina, por tipos de trabajo. Para ello, los ingresos de ventas, el empleo total generado y los años de antigüedad serán variables de control del tamaño empresarial y la pertenencia a regiones será la variable que controle la característica geográfica. Carrington y Troske (1995), Baines y Wheelock (1998), Cowling y Mitchell (2003) y Mijid (2015), entre otros, han mostrado que el tamaño de la empresa y la ubicación geográfica son factores que deben considerarse cuando la unidad de observación es la microempresa.

Entre las limitaciones del modelo económico explicativo está que no incorpora las actitudes tradicionales asociadas al rol de género, como Fortin (2005), ni las características socioeconómicas de los individuos, tampoco una mayor descomposición de las actividades, como Hirsch (2005). Sin embargo, sus principales aportes son el análisis a nivel microempresarial, una unidad de observación poco estudiada; la incorporación de los sectores económicos como una nueva aproximación de las ocupaciones; y la estimación por separado entre hombres y mujeres, según las modalidades de empleo.

Para el presente estudio, se han llevado a cabo cinco tipos de regresión. Según Wooldridge (2010), la regresión múltiple por MCO es el método generalizado para los modelos con múltiples variables independientes; la regresión por efectos aleatorios estima que las diferencias individuales son aleatorias; la regresión por efectos fijos permite considerar que las diferencias individuales son constantes; el modelo PCSE se aplica cuando son hallados problemas de autocorrelación y hete-

⁶ La hipótesis nula de la prueba de Wooldridge para autocorrelación en datos tipo panel y la prueba de Wald para heterocedasticidad fue rechazada. Por ello, se encontró la existencia de autocorrelación de primer orden entre los datos y que para cada año la varianza de los errores no es constante.

⁷ Identificar la diferencia de empleo por género y contratación según sectores económicos no puede ser estimado por una descomposición Blinder-Oaxaca, como han hecho otros trabajos sobre disparidad de género (Gallen *et al.*, 2019; Strawinski *et al.*, 2018; Gevrek y Seiberlich, 2014), dado que los individuos de la muestra no son personas, sino empresas.

rocedasticidad; mientras que el modelo de regresión de Poisson se orienta a la estimación cuando la variable dependiente es discreta no negativa. Con los parámetros descritos, los modelos econométricos de datos panel se han estimado por género, para cada tipo de contratación, considerando la microempresa i en el año t , de la forma señalada por la ecuación 1:

$$W_unpaid^{it} = \beta^0 + \beta^1 Industrial^{it} + \beta^2 Trade^{it} + \beta^3 X^{it} + u^i + e^{it} \quad (1)$$

Donde:

W_unpaid^{it} es la cantidad de mujeres empleadas sin remuneración.

$Industrial^{it}$ es una variable independiente binaria de interés igual a 1 si la microempresa i pertenece al sector industrial (0 si pertenece a servicios).

$Trade^{it}$ es una variable independiente binaria de interés igual a 1 si la microempresa i pertenece al sector comercial (0 si pertenece a servicios).

X^{it} representa una matriz de variables de control que comprende características empresariales.

u^i son los efectos fijos microempresariales y e^{it} es el término de error.

β^1 es el parámetro que captura la diferencia atribuible al sector industrial y β^2 el que captura la diferencia atribuible al sector comercial en cantidad de personas empleadas sin pago, luego de controlar por el ingreso, la cantidad total de empleados, la antigüedad de la firma y la región geográfica de pertenencia.

Los parámetros β^1 y β^2 podrían interpretarse como una medida de trato desigual en las ocupaciones. Si el signo de β^2 estimado es negativo, podría interpretarse que la pertenencia de la firma al sector industrial contribuye a que la cantidad de mujeres empleadas sin pago sea menor, en comparación con el sector de servicios, pues hay una discriminación a favor del segundo. Y, si es positivo, denota la situación inversa. El coeficiente β^2 mide la diferencia entre la contribución del sector comercial y el de servicios. Por ello, un signo positivo supone que habría una diferencia en las ocupaciones a favor de las actividades comerciales.

Para identificar la segregación ocupacional de género, según el tipo de empleo, se estiman seis ecuaciones en total. Al contrario de la ecuación 1, la segunda procura medir la contribución de los sectores económicos a la cantidad de hombres empleados sin remuneración. De igual manera, las ecuaciones 3 y 4 intentan lo mismo que la 1 y la 2, pero con respecto a la cantidad de mujeres y hombres empleados con trabajo permanente, respectivamente. Así, el quinto y el sexto modelo econométrico permiten analizar si los sectores económicos explican la cantidad de mujeres y hombres empleados con trabajo temporal (ecuaciones 5 y 6).

$$M_unpaid^{it} = \beta^0 + \beta^1 Industrial^{it} + \beta^2 Trade^{it} + \beta^3 X^{it} + u^i + e^{it} \quad (2)$$

$$W_permanent^{it} = \beta^0 + \beta^1 Industrial^{it} + \beta^2 Trade^{it} + \beta^3 X^{it} + u^i + e^{it} \quad (3)$$

$$M_permanent^{it} = \beta^0 + \beta^1 Industrial^{it} + \beta^2 Trade^{it} + \beta^3 X^{it} + u^i + e^{it} \quad (4)$$

$$W_tempor^{it} = \beta^0 + \beta^1 Industrial^{it} + \beta^2 Trade^{it} + \beta^3 X^{it} + u^i + e^{it} \quad (5)$$

$$M_tempor^{it} = \beta^0 + \beta^1 Industrial^{it} + \beta^2 Trade^{it} + \beta^3 X^{it} + u^i + e^{it} \quad (6)$$

RESULTADOS

La Tabla 2 muestra los resultados de las estimaciones para la modalidad de empleo sin remuneración, a partir de los métodos MCO, efectos aleatorios, efectos fijos, PCSE y efectos marginales Poisson, considerando 108 695 observaciones de 21 739 microempresas, en 2012-2016. En general, las estimaciones de los sectores económicos son estadísticamente significativas del 5 al 1 % para ambos géneros⁸. En el caso de las mujeres, el sector industrial parece tener una relación inversa con el trabajo femenino sin pago. Por el contrario, el sector comercial tiene signo positivo. Con respecto a los hombres, ambos sectores presentan signo positivo.

Estos resultados parecen reafirmar que los sectores económicos afectan al empleo no remunerado, pero este impacto dependería del género. Las microempresas que desempeñan actividades industriales favorecerían el trabajo o emprendimiento de los hombres; y las que se ocupan de servicios favorecerían el de las mujeres. En cuanto al sector comercial, ambos géneros son más incluidos que en el sector de servicios. Dado que la variable dependiente se refiere también a propietarios y socios, los resultados podrían indicar que las mujeres emprenden más en el sector servicios; y los hombres, en el industrial.

El método de estimación PCSE sería el más adecuado, ya que soluciona los problemas de autocorrelación y heterocedasticidad. Los valores estimados de la prueba de Breusch-Pagan señalan la existencia de heterogeneidad inobservable, al descartar la estimación MCO y, aunque el contraste de Hausman indica que el mejor modelo es el de efectos fijos para controlar tal heterogeneidad, el modelo PCSE ofrece mejores resultados.

Además, la estimación Poisson no corrige los sesgos en los errores estándar. De acuerdo con el modelo escogido, los resultados muestran que, cuando se trata de actividades industriales, las mujeres estarían menos empleadas sin remuneración que en el sector servicios por una diferencia de 0,119 personas en promedio, frente

⁸ A excepción de la estimación por efectos fijos para las mujeres, la cual controlaría la heterogeneidad no observable.

a los restantes renglones de la economía, mientras que los hombres estarían más empleados por una brecha de 0,192.

Al considerar, por ejemplo, mil firmas, en 119 se ubicaría la desigualdad de empleadas o propietarias sin pago, en oficios de servicios, en comparación con oficios industriales; y la diferencia de empleados o propietarios sin pago sería de 192, en oficios industriales, en comparación con oficios de servicios.

Por el contrario, las mujeres son más empleadas sin remuneración en el sector del comercio, en comparación con el de servicios, con una disparidad de 0,053; al igual que los hombres, pero la diferencia es mucho mayor, con un nivel de 0,093. En el caso de mil firmas, lo anterior significa que 53 mujeres son más empleadas en actividades comerciales que en actividades de servicios, pero los hombres son más utilizados en el mismo caso, con una brecha de 93 personas.

Al igual que lo encontrado en trabajos como los de Naidu y Oosome (2016), Mínguez (2012) y Sengupta (2019), los hombres son más segregados ocupacionalmente para las labores no remuneradas que las mujeres. Los resultados presentan que, al parecer, ellas son más empleadas en oficios sin pago, de carácter comercial, que en los relacionados con los servicios y, en última instancia, en los industriales. En cambio, las microempresas colombianas ocupan más a la población masculina en actividades industriales sin pago (coeficientes estimados de 0,192) que en las comerciales (parámetros estimados de 0,093), dejando en último lugar a las relativas a los servicios. Aunque los dos son preferidos para el comercio, los hombres tienen una mayor ventaja (coeficientes estimados de 0,093) respecto a las mujeres (parámetros estimados de 0,053).

Incluso tratándose de trabajo gratuito, los roles de género socialmente generalizados se expresan en el mercado laboral. Es claro que la población femenina es discriminada en los oficios industriales, hecho confirmado por Worrall *et al.* (2010), Calvo *et al.* (2019) y Friedemann-Sánchez (2006). Al contrario, la población masculina recibe un trato desigual en los oficios de servicios, de acuerdo con Amante y Espino (2004). En este caso, el género femenino presenta mayor segregación ocupacional en el empleo sin pago, en comparación con el género masculino.

En cuanto al empleo permanente y contratación a largo plazo, las estimaciones de la Tabla 3 muestran que las variables de interés relativas a la industria y el comercio son estadísticamente significativas (90-99% de confianza para todos los modelos, a excepción del de efectos fijos para las mujeres). Los sectores económicos contribuyen al empleo permanente de ambos géneros, pero de manera opuesta.

Al igual que en el caso del trabajo no remunerado, la estimación del modelo PCSE muestra que las actividades industriales tienen una relación inversa con el trabajo femenino (-0,286) y positivo con el masculino (0,223). El sector comercial sigue presentando una relación positiva para los hombres (0,127), pero, a diferencia del empleo sin pago, negativa para las mujeres (-0,149). Mientras los hombres son

Tabla 2.
Sector económico y empleo sin remuneración por género

Variables	Mujeres (1)						Hombres (2)					
	OLS	RE	FE	PCSE	Poisson		OLS	RE	FE	PCSE	Poisson	
Industrial	-0,108***	-0,105***	-0,005	-0,119***	-0,107***		0,210***	0,168***	0,044**	0,192***	0,218***	
Trade	0,055***	0,051***	0,016	0,053***	0,049***		0,072***	0,080***	0,043***	0,093***	0,072***	
Income	-0,109***	-0,064***	-0,024***	-0,074***	-0,105***		-0,006***	-0,013***	-0,007***	-0,015***	-0,005***	
Employ	0,057***	0,086***	0,120***	0,083***	0,055***		0,058***	0,097***	0,124***	0,096***	0,051***	
Year < 1	-0,085***	-0,041**	0,001	-0,066***	-0,079***		-0,116***	-0,049***	-0,009	-0,063***	-0,112***	
1 ≤ year < 3	0,002	0,012**	0,020***	0,006	0,003		-0,069***	-0,018***	0,009	-0,029***	-0,068***	
3 ≤ year < 5	0,006	0,006	0,007	0,006	0,007		-0,062***	-0,018***	0,003	-0,027***	-0,060***	
5 ≤ year < 10	0,017***	0,010***	0,009**	0,009**	0,019***		-0,030***	-0,007*	0,005	-0,014***	-0,028***	
Caribbean_r	0,017	0,002		-0,007	0,022		0,180***	0,184***		0,184***	0,199***	
Eastern_r	0,108***	0,114***		0,097***	0,114***		0,107***	0,122***		0,115***	0,118***	
Central_r	-0,042**	-0,039		-0,057	-0,039*		0,076***	0,086***		0,088***	0,082***	
Pacific_r	0,074***	0,096***		0,085**	0,079***		0,064***	0,083***		0,084***	0,070***	
Capital_dist	-0,039**	-0,051*		-0,063*	-0,039**		0,059***	0,064**		0,067**	0,064***	
Constant	2,276***	1,424***	0,675***	1,630***			0,402***	0,407***	0,364***	0,442***		
F	471,0***		6,28***				290,8***		5,96***			
Breusch-Pagan		51417,1***						51638,7***				
Hausman			2364,5***						906,4***			
R ²	0,053		0,048	0,070	0,019		0,034		0,047	0,071	0,012	

Diferencia entre coeficientes Industrial (1)-(2) = -0,318*** Diferencia entre coeficientes Trade (1)-(2) = -0,017**

Nota: *, **, *** denota significancia estadística al 10, 5, 1 nivel porcentual, respectivamente. La diferencia entre coeficientes Industrial y Trade se refiere a la estimación de la diferencia entre los coeficientes β_1 y β_2 , respectivamente, del modelo 1 y 2.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Encuesta de Microestablecimientos 2012-2016 de Colombia.

preferidos en el trabajo permanente para las labores industriales y comerciales, las mujeres solo son favorecidas en las firmas de servicios.

La disparidad de género en la ocupación microempresarial es visible, al tomar como ejemplo mil firmas. El impacto parece ser mayor en el empleo de mujeres en servicios, con una diferencia de 286, en comparación a oficios industriales; y de 149, en comparación con oficios comerciales. En cuanto a los hombres, la diferencia lineal entre los contratados en la industria y los servicios es de 223, mientras que, entre el comercio y los servicios, es de 127. Entre tipos de labores, la diferencia del trabajo a largo plazo para el género femenino es mucho mayor que para el género masculino.

La desigualdad parece ser más fuerte, en la medida en que el empleo es menos precario. Al tratarse de trabajos de largo plazo, las mujeres son más discriminadas que los hombres en comparación con la situación del trabajo no asalariado: ellas son prioritariamente preferidas para oficios de servicios, mientras que ellos lo son para labores industriales y comerciales. Especialmente, dicha precariedad ha sido referida por Forsythe (2019), Lee y Clarke (2019) y Dube y Kaplan (2010), al exponer los bajos salarios del sector de servicios. Antes que ser contratadas a largo plazo para actividades manufactureras, las mujeres son preferidas en oficios comerciales, pues la brecha con respecto al sector servicios es menor (-0,149) que en los estimadores del sector industrial (-0,286).

En todos los casos (Tablas 2-4), el estadístico F de significancia global indica que las variables explicativas son significativas y la medida R^2 expresa una baja variabilidad explicada en los modelos⁹. La discriminación sectorial de género es menor en el trabajo sin pago, porque las diferencias en la contribución a la ocupación laboral son menores. Al tratarse de las mujeres, parece haber más posibilidades de que trabajen en oficios industriales cuando no son remunerados (-0,119) que cuando lo son por medio de contratación permanente (-0,286). Asimismo, los hombres pueden ser menos preferidos en el empleo permanente de servicios (0,223) que en el no remunerado (0,192). La segregación parece ser mayor cuando el trabajo es remunerado.

Para efectos de comparar los distintos métodos, la Tabla 4 resume el resultado de las estimaciones de los diferenciales de la contribución de los sectores económicos al empleo femenino y masculino, en la contratación de corto plazo. Las estimaciones arrojan como resultado coeficientes estadísticamente significativos al 1,0%, a excepción del modelo de efectos fijos. Como en el caso del trabajo no remunerado y permanente, el signo de los coeficientes de industria para las mujeres muestra una brecha negativa entre las actividades manufactureras y de servicios. Por tanto, ellas serían más preferidas para el último sector con una estimación de -0,211 en la disparidad. Considerando el ejemplo de mil firmas, parece haber una diferencia de 211 mujeres empleadas temporalmente. Al contrario, los hombres serían favo-

⁹ En el modelo de efectos fijos, la prueba F evalúa la hipótesis nula de que los efectos fijos son estadísticamente no significativos. Entretanto, en el modelo Poisson, la determinación de la bondad de ajuste está presentada en el resultado del cálculo del seudo R^2 .

recidos para el empleo industrial con una brecha de 176 personas contratadas en comparación con los servicios.

Los resultados de la variable binaria del sector comercial son (a) similares a los obtenidos en el empleo permanente y (b) contrarios a los del trabajo no asalariado. El género femenino es menos contratado temporalmente que en el sector servicios, por una diferencia de -0,158. Para los hombres, en cambio, se presenta la misma tendencia que en los otros tipos de trabajo: entre los tres sectores económicos, son menos preferidos para los oficios de servicios y más para los industriales. Para el comercio, la disparidad es de 0,053; en el ejemplo de mil empresas, sería de 53 hombres empleados temporalmente más que en los servicios. Ahora bien, el empleo sin pago (-0,119) es la menor diferencia entre la ocupación femenina en industria y servicios, mientras la contratación permanente lo es en la brecha remunerada comercio-servicios (-0,149). Sin embargo, para los hombres, el trabajo temporal es la menor brecha (0,176) en industria-servicios y en el caso comercio-servicios (0,053).

La disparidad de género en la contratación por parte de microempresas en Colombia parece expresarse de dos maneras (Tablas 2-4): a través de la discriminación femenina en el empleo de oficios industriales-comerciales y en el trabajo remunerado. El alto nivel de masculinización de las ocupaciones en el mercado de trabajo podría desfavorecer, incluso, la búsqueda de empleo de la población femenina (Maira, 2015). En todos los tipos de trabajo según la temporalidad, las mujeres son preferidas para los servicios, en comparación con oficios industriales; con los hombres, sucede lo contrario. Salvo en el trabajo no remunerado, el comportamiento es el mismo en el comercio: ellas siguen siendo más empleadas para servicios, mientras ellos, para las labores de compra-venta. Lo anterior sugiere que el género femenino podría tener menos posibilidades de ser empleado, ya que el 72,8% de las microempresas se dedica a actividades de industria (10,42%) y comercio (62,37%) (Tabla 1).

La restricción de las mujeres al empleo relacionado con los servicios está asociada a los estereotipos de género, presentes en el mercado laboral. De acuerdo con las ideas de Haynes (2012), Belt *et al.* (2002) y Stier y Yaish (2014), las competencias tradicionalmente relacionadas con las mujeres son sobrevaloradas en los servicios. Para estos autores, las habilidades referentes a la comunicación, la simpatía, el cuidado y la imagen corporal favorecen el trabajo femenino en actividades de publicidad, hoteles, restaurantes, centros de atención telefónica y asesoría profesional. En comparación, las competencias atribuidas a lo masculino, como la competitividad, los conocimientos mecánicos y la fuerza física (Thane, 1992; Brown y Philips, 1986; Blackburn *et al.*, 1993; Fortin y Huberman, 2002) beneficiarían la contratación de hombres en oficios comerciales e industriales, como los referentes a la compraventa y producción de alimentos, bienes textiles y muebles.

Para ambos géneros, la menor posibilidad de superar la discriminación de género está en la modalidad de empleo a largo plazo. Dicha tipología laboral es la que pre-

Tabla 3.
Sector económico y empleo permanente por género

Variables	Variable dependiente: Empleo permanente											
	Mujeres (3)						Hombres (4)					
	OLS	RE	FE	PCSE	Poisson	OLS	RE	FE	PCSE	Poisson		
Industrial	-0,306***	-0,264***	-0,026	-0,286***	-0,191***	0,233***	0,212***	-0,032	0,223***	0,217***		
Trade	-0,155***	-0,140***	-0,016	-0,149***	-0,210***	0,141***	0,113***	-0,029*	0,127***	0,060***		
Income	0,066***	0,044***	0,004	0,053***	0,125***	0,058***	0,044***	0,008***	0,049***	0,112***		
Employ	0,260***	0,240***	0,200***	0,246***	0,115***	0,274***	0,255***	0,218***	0,261***	0,118***		
Year < 1	0,096***	0,082***	0,042*	0,086***	0,179***	0,048*	0,037	0,006	0,024	0,113***		
1 ≤ year < 3	0,006	0,008	0,004	0,004	0,010	-0,001	-0,000	0,001	-0,005	0,002		
3 ≤ year < 5	0,005	0,004	0,004	0,000	0,015**	0,004	0,006	0,011	0,003	0,016**		
5 ≤ year < 10	-0,010**	-0,002	0,002	-0,004	0,005	-0,012**	-0,004	0,003	-0,005	0,003		
Caribbean_r	-0,112***	-0,107***		-0,124***	-0,090***	0,034*	0,040		0,021	0,027		
Eastern_r	-0,052**	-0,058*		-0,062*	-0,069***	-0,071***	-0,075**		-0,079***	-0,103***		
Central_r	0,057***	0,053*		0,040	0,036*	0,066***	0,062**		0,052*	0,026		
Pacific_r	-0,091***	-0,107***		-0,122***	-0,132***	-0,044**	-0,053*		-0,067**	-0,097***		
Capital_dist	0,003	0,007		-0,011	-0,020	-0,021	-0,019		-0,032	-0,041**		
Constant	-1,195***	-0,793***	-0,127***	-0,937***		-1,394***	-1,096***	-0,278***	-1,193***			
F	3241,4***	3,64***				3437,2***		3,27***				
Breusch-Pagan	23451,9***					19364,9***						
Hausman			1260,2***					1046,3***				
R ²	0,279	0,072	0,197	0,222	0,291	0,084	0,212	0,254				
Diferencia entre coeficientes Industrial (3)-(4) = -0,539*** Diferencia entre coeficientes Trade (3)-(4) = -0,296***												

Nota: *, **, *** denota significancia estadística al 10, 5, 1 nivel porcentual, respectivamente. La diferencia entre coeficientes Industrial y Trade se refiere a la estimación de la diferencia entre los coeficientes β_1 y β_2 , respectivamente, del modelo 3 y 4.

Fuente: elaboración propia, a partir de los datos de la Encuesta de Microestablecimientos 2012-2016 de Colombia (DANE, 2018).

senta mayor inequidad, puesto que expone la más amplia diferencia industria-servicios estimada (Tabla 3): es de -0,286 para mujeres y de 0,223 para hombres. No obstante, en el comercio-servicios, la mayor diferencia de -0,158 en las mujeres está en la tipología temporal y de 0,127 en hombres en la permanente.

En segundo lugar, está la desigualdad industria-servicios en la contratación temporal femenina y el empleo masculino no remunerado, reafirmando que, al tratarse de trabajos con flexibilidad horaria, las mujeres serían preferidas para las actividades del cuidado (Kjeldstad y Nymoen, 2012). La alta segregación ocupacional femenina en el trabajo de largo plazo es, especialmente, un factor negativo considerando que, según Petrongolo (2004), esa circunstancia laboral es la que representa mayor satisfacción para los trabajadores por la estabilidad económica que provee.

Por el contrario, la mayor posibilidad de superar la discriminación de género está en la obtención de un empleo femenino no remunerado y los empleos temporales masculinos. El que la menor diferencia para las mujeres esté en el trabajo sin pago fortalece la precarización en la que están inmersas. Esta situación impone un elemento de análisis para el estudio de la desigualdad de género, el cual ha estado centrado en la preponderancia del trabajo femenino no remunerado en actividades del cuidado.

Aunque ha sido considerado muy poco, también hay ausencia de ingreso salarial —como este y otros estudios demuestran (Baines y Wheelock, 1998; Werbel y Danes, 2010; Petreski *et al.*, 2014)—, en la industria, el comercio y los servicios desarrollados por microempresas. Por su parte, la menor segregación ocupacional en el empleo temporal de hombres, según Hirsch (2005), estaría explicada por la demanda de menores competencias laborales en comparación con las que exigiría el mercado cuando se trata de una contratación permanente.

Las mujeres estarían más segregadas que los hombres en trabajos permanentes de ocupaciones industriales y comerciales (Tabla 3), pero menos discriminadas en empleos no remunerados en ambas actividades (Tabla 2). No obstante, aún en las labores practicadas a término gratuito, ellas son las menos favorecidas para desarrollar actividades de manufactura; cuestión diferente cuando se trata de actividades de compra y venta, donde suelen haber pocas preferencias por la similitud con los servicios en el trabajo requerido de atención al cliente.

Por el contrario, en el trabajo temporal y permanente, ellos son menos segregados en las brechas industria-servicios y comercio-servicios (Tablas 3 y 4), pero más discriminados para las ocupaciones de servicios en el trabajo no remunerado. Lo anterior significa que dicha diferencia de empleo sectorial masculino es más fuerte cuando se trata de trabajo no asalariado y débil en el trabajo de largo plazo y temporal, en comparación con las mujeres. Estos resultados implican que las mujeres serían doblemente discriminadas en el mercado laboral de las microempresas, a través de los sectores económicos y del tipo de contratación.

Tabla 4.
Sector económico y empleo temporal por género

Variables	Variable dependiente: Empleo temporal									
	Mujeres (5)					Hombres (6)				
	OLS	RE	FE	PCSE	Poisson	OLS	RE	FE	PCSE	Poisson
Industrial	-0,215***	-0,204***	-0,015	-0,211***	-0,115***	0,188***	0,181***	0,006	0,176***	0,156***
Trade	-0,162***	-0,154***	-0,014	-0,158***	-0,168***	0,059***	0,058***	0,034**	0,053***	0,023***
Income	-0,006***	-0,003	0,009***	-0,003	0,024***	-0,004**	-0,002	0,010***	-0,002	0,023***
Employ	0,159***	0,157***	0,152***	0,161***	0,074***	0,163***	0,165***	0,178***	0,167***	0,077***
Year < 1	0,025	0,009	-0,030	0,027	0,048*	0,038*	0,035*	0,025	0,037*	0,063**
1 ≤ year < 3	0,046***	0,031***	-0,010	0,035***	0,052***	0,024***	0,016**	-0,007	0,022***	0,028***
3 ≤ year < 5	0,042***	0,032***	0,001	0,037***	0,046***	0,007	0,003	-0,015**	0,002	0,011*
5 ≤ year < 10	0,022***	0,015***	-0,006	0,015***	0,025***	0,013***	0,007	-0,011*	0,007	0,017***
Caribbean_r	-0,055***	-0,057**		-0,060**	-0,048***	0,054***	0,054**		0,080***	0,040*
Eastern_r	-0,011	-0,012		-0,031	-0,029*	0,004	0,005		0,015	-0,029*
Central_r	-0,048***	-0,048**		-0,051**	-0,055***	-0,005	-0,004		0,016	-0,034*
Pacific_r	0,033*	0,032		0,017	0,018	0,065***	0,066***		0,077***	0,032
Capital_dist	0,033*	0,033		0,026	0,006	0,068***	0,069***		0,088***	0,038*
Constant	0,074**	0,018	-0,290***	0,028		-0,202***	-0,230***	-0,387***	-0,239***	
F	1265,4***		1,94***			1228,5***		1,76***		
Breusch-Pagan	4437,1***					3145,6***				
Hausman		240,55***						150,45***		
R ²	0,159	0,056	0,140	0,187	0,155	0,133	0,071	0,183		
Diferencia entre coeficientes Industrial (5)-(6) = -0,403***										
Diferencia entre coeficientes Trade (5)-(6) = -0,221***										

Nota: *, **, *** denota significancia estadística al 10, 5, 1 nivel porcentual, respectivamente. La diferencia entre coeficientes Industrial y Trade se refiere a la estimación de la diferencia entre los coeficientes β_1 y β_2 , respectivamente, del modelo 5 y 6.

Fuente: elaboración propia, a partir de los datos de la Encuesta de Microestablecimientos 2012-2016 de Colombia (DANE, 2018).

CONCLUSIONES

Con datos panel de la Encuesta estatal de Microestablecimientos 2012-2016 de Colombia (DANE, 2018), este estudio analizó la manera como la segregación ocupacional de género puede estar asociada a las modalidades de empleo en las microempresas colombianas. Los resultados sugieren que, en el trabajo no remunerado, las mujeres son menos empleadas en el sector industrial que en el sector servicios, por una diferencia de 0,119, y más empleadas en el sector comercio en comparación con el sector servicios, con una brecha de 0,053 (Tabla 2). Lo anterior se justifica en que las labores dedicadas a la atención al cliente y la interacción social son estereotipadas como acorde a las habilidades de ellas, mientras los oficios de manufactura y trabajo pesado se considera que están direccionados a los hombres.

Esta tendencia cambia negativamente cuando se trata de empleo remunerado, de largo o corto plazo. Las mujeres son menos empleadas en la industria con trabajo permanente que en el sector servicios, por una diferencia de 0,286, y más empleadas en el sector servicios en comparación con el sector comercio, con una brecha de 0,149 (Tabla 3).

Paralelamente, cuando se trata de contratación temporal, ellas son menos empleadas en la industria que en el sector servicios por una diferencia de 0,211 y más empleadas en el sector servicios, en comparación con el sector comercio, con una brecha de 0,158 (Tabla 4). En ese sentido, ellas estarían siendo discriminadas en el mercado laboral microempresarial, de dos formas: en los oficios industriales y en el trabajo estable. De hecho, solo son menos afectadas por la segregación ocupacional cuando el empleo no es remunerado.

En comparación, los hombres tienen una favorabilidad en el empleo del sector industrial y comercial. Ellos son más empleados sin remuneración en actividades manufactureras, a un nivel de 0,192 y en oficios comerciales con un nivel de 0,093 (Tabla 2). Lo anterior ocurre también en el trabajo remunerado. En relación con las labores de atención al cliente, los hombres son más empleados con contrato permanente en actividades industriales a un nivel de 0,223 y en oficios comerciales con un nivel de 0,127 (Tabla 3); y más empleados temporalmente en actividades industriales a un nivel de 0,176 y en oficios comerciales con un nivel de 0,053 (Tabla 4). Estos resultados parecen exponer que, a diferencia de las mujeres, el género masculino es favorecido laboralmente en dos de los tres sectores económicos analizados y en el trabajo remunerado.

El aporte más relevante de este trabajo es la inclusión del tipo de empleo en el análisis económico de la segregación ocupacional de género. La disparidad entre mujeres y hombres parece expresarse a través de la discriminación femenina en los oficios industriales y comerciales, y en la acentuación de la brecha entre los oficios, cuando se trata de trabajos de mejores condiciones laborales. Ellas son más discriminadas en la contratación permanente, que en el trabajo temporal; y más en esta última que en el trabajo no remunerado. Por el contrario, ellos son discriminados en el empleo de servicios, y su ventaja en el industrial y comercial se acentúa

más en la contratación permanente que en la no remunerada, quedando en último lugar el trabajo temporal.

Este hallazgo parece ser un hecho nuevo en la literatura sobre disparidad de género, al realizar un análisis a nivel de microempresas y evidenciar que la brecha entre hombres y mujeres en el mercado se caracterizaría por la desigualdad ocupacional profundizada a través de la modalidad de empleo. Un nuevo marco de discusión sobre el trato diferenciador en las actividades económicas según el género y las condiciones laborales en microempresas puede extenderse en el futuro. Nuevos trabajos académicos podrían partir de las características individuales de los trabajadores, a fin de identificar la segregación ocupacional vertical por género, al igual que los perfiles educativos y socioeconómicos que contribuyen a que una mujer pueda ser más segregada que otra.

REFERENCIAS

1. Ahmed, A. M., Andersson, L., & Hammarstedt, M. (2011). Sexual orientation and occupational rank. *Economics Bulletin*, 31(3), 2422-2433.
2. Amarante, V., & Espino, A. (2004). Occupational segregation of gender and the differences of the remunerations of private salary. Uruguay 1999-2000 [La segregación ocupacional de género y las diferencias en las remuneraciones de los asalariados privados. Uruguay, 1990-2000]. *Desarrollo Economico*, 44(173), 109-129.
3. Arulampalam, W., Bryan, M. L., & Booth, A. L. (2004). Training in Europe. *Journal of the European Economic Association*, 2(2-3), 346-360. <https://www.doi.org/10.1162/154247604323068041>
4. Baines, S., & Wheelock, J. (1998). Reinventing traditional solutions. Job creation, gender, and the micro-business household. *Work, Employment and Society*, 12(4), 579-601.
5. Barón, J. D., & Cobb-Clark, D. A. (2010). Occupational segregation and the gender wage gap in private- and public-sector employment. A distributional analysis. *Economic Record*, 86(273), 227-246. <https://www.doi.org/10.1111/j.1475-4932.2009.00600.x>
6. Bartoll, X., Cortès, I., & Artazcoz, L. (2014). Full-and part-time work: gender and welfare-type differences in European working conditions, job satisfaction, health status, and psychosocial issues. *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health*, 40(4), 370-379. <https://www.doi.org/10.5271/sjweh.3429>
7. Belloc, M., & Tilli, R. (2013). Unemployment by gender and gender catching-up. Empirical evidence from the Italian regions. *Papers in Regional Science*, 92(3), 481-494. <https://www.doi.org/10.1111/j.1435-5957.2012.00427.x>

8. Belt, V., Richardson, R., & Webster, J. (2002). Women, social skill, and interactive service work in telephone call centres. *New Technology, Work and Employment*, 17(1), 20-34. <https://www.doi.org/10.1111/1468-005X.00091>
9. Blackburn, R. M., Jarman, J., & Siltanen, J. (1993). The analysis of occupational gender segregation over time and place. Considerations of measurement and some new evidence. *Work Employment & Society*, 7(3), 335-362. <https://www.doi.org/10.1177/095001709373001>
10. Boden Jr., R. J. (1999). Gender inequality in wage earnings and female self-employment selection. *Journal of Socio-Economics*, 28(3), 351-364. [https://www.doi.org/10.1016/S1053-5357\(99\)00026-8](https://www.doi.org/10.1016/S1053-5357(99)00026-8)
11. Brown, M., & Philips, P. (1986). The historical origin of job ladders in the US canning industry and their effects on the gender division of labour. *Cambridge Journal of Economics*, 10(2), 129-145.
12. Bussmann, M. (2009). The effect of trade openness on women's welfare and work life. *World Development*, 37(6), 1027-1038. <https://www.doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.10.007>
13. Calvo, N., Fernández-López, S., & Rodeiro-Pazos, D. (2019). Is university-industry collaboration biased by sex criteria? *Knowledge Management Research and Practice*, 17(4), 408-420. <https://www.doi.org/10.1080/14778238.2018.1557024>
14. Carlsson, M. (2011). Does hiring discrimination cause gender segregation in the Swedish labor market? *Feminist Economics*, 17(3), 71-102. <https://www.doi.org/10.1080/13545701.2011.580700>
15. Carrington, W. J., & Troske, K. R. (1995). Gender segregation in small firms. *Journal of Human Resources*, 30(3), 503-533. <https://www.doi.org/10.2307/146033>
16. Castagnetti, C., Rosti, L., & Töpfer, M. (2019). The public-private sector wage differential across gender in Italy. A new quantile-based decomposition approach. *Economics Bulletin*, 39(4), 2533-2539.
17. Conroy, T., & Weiler, S. (2016). Does gender matter for job creation? Business ownership and employment growth. *Small Business Economics*, 47(2), 397-419. <https://www.doi.org/10.1007/s11187-016-9735-8>
18. Cowling, M., & Mitchell, P. (2003). Is the small firms loan guarantee scheme hazardous for banks or helpful to small business? *Small Business Economics*, 21(1), 63-71. <https://www.doi.org/10.1023/A:1024408932156>
19. Departamento Administrativo Nacional de Estadística [DANE]. (2018). *Encuesta de Microestablecimientos de Colombia*. Autor.
20. Devine, F. (1992). Gender segregation in the engineering and science professions. A case of continuity and change. *Work Employment & Society*, 6(4), 557-575. <https://www.doi.org/10.1177/095001709264002>

21. Domínguez, L., & Brown, F. G. (2013). Gender differences in site selection working in a context of crisis [Diferencias de género en la elección del sitio de trabajo en un contexto de crisis]. *Cepal Review*, (111), 83-102.
22. Dube, A., & Kaplan, E. (2010). Does outsourcing reduce wages in the low-wage service occupations? Evidence from janitors and guards. *Industrial and Labor Relations Review*, 63(2), 287-306. <https://www.doi.org/10.1177/001979391006300206>
23. Forsythe, E. C. (2019). The occupational structures of low and high-wage service sector establishments. *Economic Development Quarterly*, 33(2), 76-91. <https://www.doi.org/10.1177/0891242419838328>
24. Fortin, N. M. (2005). Gender role attitudes and the labour-market outcomes of women across OECD countries. *Oxford Review of Economic Policy*, 21(3), 416-438. <https://www.doi.org/10.1093/oxrep/gri024>
25. Fortin, N. M., & Huberman, M. (2002). Occupational gender segregation and women's wages in Canada. An historical perspective. *Canadian Public Policy*, 28(SUPP), S11-S40. <https://www.doi.org/10.2307/3552342>
26. Friedemann-Sánchez, G. (2006). Assets in intrahousehold bargaining among women workers in Colombia's cut-flower industry. *Feminist Economics*, 12(1-2), 247-269. <https://www.doi.org/10.1080/13545700500508551>
27. Galarza, F. B., & Yamada, G. (2017). Triple penalty in employment access. The role of beauty, race, and sex. *Journal of Applied Economics*, 20(1), 29-47. [https://www.doi.org/10.1016/S1514-0326\(17\)30002-8](https://www.doi.org/10.1016/S1514-0326(17)30002-8)
28. Gallen, Y., Lesner, R., & Vejlin, R. (2019). The labor market gender gap in Denmark. Sorting out the past 30 years. *Labour Economics*, 56, 58-67. <https://www.doi.org/10.1016/j.labeco.2018.11.003>
29. Galvis, L. A. (2010). Wage differentials by gender and region in Colombia. A quantile regression approach with [Diferenciales salariales por género y región en Colombia: Una aproximación con regresión por cuantiles]. *Revista de Economía del Rosario*, 13(2), 235-257.
30. Gevrek, Z. E., & Seiberlich, R. R. (2014). Semiparametric decomposition of the gender achievement gap. An application for Turkey. *Labour Economics*, 31, 27-44. <https://www.doi.org/10.1016/j.labeco.2014.08.002>
31. Glover, J., & Kirton, G. (2006). *Women, Employment, and Organizations*. Routledge. <https://www.doi.org/10.4324/9780203366936>
32. Grimshaw, D. (2000). Public sector employment, wage inequality and the gender pay ratio in the UK. *International Review of Applied Economics*, 14(4), 427-448. <https://www.doi.org/10.1080/02692170050150110>
33. Haynes, K. (2012). Body beautiful? Gender, identity, and the body in professional services firms. *Gender, Work and Organization*, 19(5), 489-507. <https://www.doi.org/10.1111/j.1468-0432.2011.00583.x>

34. Hirsch, B. T. (2005). Why do part-time workers earn less? The role of worker and job skills. *Industrial and Labor Relations Review*, 58(4), 525-551. <https://www.doi.org/10.1177/001979390505800401>
35. Kjeldstad, R., & Nymoen, E. H. (2012). Part-time work and gender: Worker versus job explanations. *International Labour Review*, 151(1-2), 85-107. <https://www.doi.org/10.1111/j.1564-913X.2012.00136.x>
36. Kübler, D., Schmid, J., & Stüber, R. (2018). Gender discrimination in hiring across occupations: A nationally-representative vignette study. *Labour Economics*, 55, 215-229. <https://www.doi.org/10.1016/j.labeco.2018.10.002>
37. Lee, N., & Clarke, S. (2019). Do low-skilled workers gain from high-tech employment growth? High-technology multipliers, employment, and wages in Britain. *Research Policy*, 48(9). <https://www.doi.org/10.1016/j.respol.2019.05.012>
38. Liao, L., & Paweenawat, S. W. (2020). A glass ceiling? Gender inequality of top earners in Thailand. *Economics Bulletin*, 40(1), 1-17.
39. Luke, N., & Munshi, K. (2011). Women as agents of change. Female income and mobility in India. *Journal of Development Economics*, 94(1), 1-17. <https://www.doi.org/10.1016/j.jdeveco.2010.01.002>
40. Maira, M. (2015). Mujeres en mundos de hombres. *Revista del Ministerio de Trabajo, Migraciones y Seguridad Social*, (116), 105-134.
41. Maume Jr., D. J. (1999). Glass ceilings and glass escalators. Occupational segregation and race and sex differences in managerial promotions. *Work and Occupations*, 26(4), 483-509. <https://www.doi.org/10.1177/0730888499026004005>
42. Meng, X., & Miller, P. (1995). Occupational segregation and its impact on gender wage discrimination in China's rural industrial sector. *Oxford Economic Papers*, 47(1), 136-155. <https://www.doi.org/10.1093/oxfordjournals.oep.a042157>
43. Mijid, N. (2015). Gender differences in type 1 credit rationing of small businesses in the US. *Cogent Economics and Finance*, 3(1). <https://www.doi.org/10.1080/23322039.2015.1021553>
44. Mínguez, A. M. (2012). Gender, family, and care provision in developing countries: Towards gender equality. *Progress in Development Studies*, 12(4), 275-300. <https://www.doi.org/10.1177/146499341201200402>
45. Moreno, M., Ñopo, H., Saavedra, J., & Torero, M. (2012). Detecting gender and racial discrimination in hiring, through monitoring intermediation services. The case of selected occupations in metropolitan Lima, Peru. *World Development*, 40(2), 315-328. <https://www.doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.05.003>
46. Naidu, S. C., & Ossome, L. (2016). Social reproduction and the agrarian question of women's labour in India. *Agrarian South: Journal of Political Economy*, 5(1), 50-76. [doi.org/10.1177/2277976016658737](https://www.doi.org/10.1177/2277976016658737)

47. Neumark, D. (2018). Experimental research on labor market discrimination. *Journal of Economic Literature*, 56(3), 799-866. <https://www.doi.org/10.1257/jel.20161309>
48. Organisation for Economic Co-operation and Development —OECD (2019). *OECD SME and Entrepreneurship Outlook 2019*. Autor.
49. Organisation for Economic Co-operation and Development —OECD— / Development Bank of Latin America —CAF (2019). *Latin America and the Caribbean 2019. Policies for Competitive SMEs in the Pacific Alliance and Participating South American countries, SME Policy Index*. Autor.
50. Oster, S. M. (1975). Industry differences in the level of discrimination against women. *The Quarterly Journal of Economics*, 89(2), 215-229. <https://www.doi.org/10.2307/1884425>
51. Pan, J. (2015). Gender segregation in occupations: The role of tipping and social interactions. *Journal of Labor Economics*, 33(2), 365-408. <https://www.doi.org/10.1086/678518>
52. Petreski, M., Blazevski, N. M., & Petreski, B. (2014). Gender wage gap when women are highly inactive: Evidence from repeated imputations with Macedonian data. *Journal of Labor Research*, 35(4), 393-411. <https://www.doi.org/10.1007/s12122-014-9189-1>
53. Petrongolo, B. (2004). Gender segregation in employment contracts. *Journal of the European Economic Association*, 2(2-3), 331-345. <https://www.doi.org/10.1162/154247604323068032>
54. Pfau-Effinger, B. (1994). The gender contract and part-time paid work by women - Finland and Germany compared. *Environment & Planning A*, 26(9), 1355-1376. <https://www.doi.org/10.1068/a261355>
55. Queneau, H., & Sen, A. (2007). Evidence regarding persistence in the gender unemployment gap based on the ratio of female to male unemployment rate. *Economics Bulletin*, 5(23), 1-10.
56. Sengupta, S. (2019). Paid–Unpaid work continuum of women: Home-based workers and self-employed women in the National capital region. *Indian Journal of Labour Economics*, 62(2), 265-278. <https://www.doi.org/10.1007/s41027-019-00176-7>
57. Stier, H., & Yaish, M. (2014). Occupational segregation and gender inequality in job quality. A multi-level approach. *Work, Employment and Society*, 28(2), 225-246. <https://www.doi.org/10.1177/0950017013510758>
58. Strawinski, P., Majchrowska, A., & Broniatowska, P. (2018). Occupational segregation and wage differences: The case of Poland. *International Journal of Manpower*, 39(3), 378-397. <https://www.doi.org/10.1108/IJM-07-2016-0141>

59. Sullivan, C., & Smithson, J. (2007). Perspectives of homeworkers and their partners on working flexibility and gender equity. *International Journal of Human Resource Management*, 18(3), 448-461. <https://www.doi.org/10.1080/09585190601167797>
60. Thane, P. (1992). The history of the gender division of labour in Britain: Reflections on “herstory” in accounting: The first eighty years”. *Accounting, Organizations and Society*, 17(3-4), 299-312. [https://www.doi.org/10.1016/0361-3682\(92\)90026-O](https://www.doi.org/10.1016/0361-3682(92)90026-O)
61. Werbel, J. D., & Danes, S. M. (2010). Work family conflict in new business ventures: The moderating effects of spousal commitment to the new business venture. *Journal of Small Business Management*, 48(3), 421-440. <https://www.doi.org/10.1111/j.1540-627X.2010.00301.x>
62. Wooldridge, J. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.
63. Worrall, L., Harris, K., Stewart, R., Thomas, A., & McDermott, P. (2010). Barriers to women in the UK construction industry. *Engineering, Construction and Architectural Management*, 17(3), 268-281. <https://www.doi.org/10.1108/09699981011038060>