Adecuándose tras el éxodo: Descomponiendo el crecimiento de las brechas de género de la población venezolana en el mercado laboral peruano

Patrick Castilla Stefano Forzani Felipe Scaccabarrozzi Universidad de Piura*

Resumen

Estudiamos los factores que influyen en el origen de la brechas de género en ingresos por hora de la población migrante venezolana en Perú, desde el momento de su llegada hasta 2022. Empleamos la Encuesta Dirigida a la Población Venezolana que reside en el país, llevada a cabo en los años 2018 y 2022. Para estudiar la evolución de las brechas de género emplearemos una metodología de descomposición contrafactual y mostramos que el cambio en la brecha de género laboral es explicada únicamente por factores no observados como la negociación y la discriminación. Esta situación es específica a la población migrante venezolana. Observamos también un "piso pegajoso" alrededor del salario mínimo, esto indicaría que las mujeres experimentan más impedimento para salir de la precariedad salarial.

JEL codes: F22, J16, J31, J61

Keywords: Venezuela, migración, brechas, género, descomposición

28 de noviembre de 2023

^{*}Agradecemos a nuestro asesor, Fernando Fernández por su apoyo en el proceso de elaboración de esta investigación. Asimismo, este documento también se vió beneficiado por los valiosos comentarios y sugerencias de los doctores Martín Valdivia, María Pía Basurto y Miguel Ángel Carpio.

1. Introducción

Mientras algunas personas se mudan en busca de oportunidades económicas o académicas, otras buscan escapar de conflictos político-económicos, como es el caso de los ciudadanos venezolanos. Muchos de ellos han tenido que dejar su vida en Venezuela y empezar de cero en otros países, incluido Perú. El proceso de adaptación al mercado laboral no ha sido el mismo para hombres que para mujeres, y en el caso de los inmigrantes residentes en Perú, se pasó de la inexistencia de una brecha de género en ingresos por hora en 2018 a una brecha de 11 % en el 2022 (Valdivia, 2023). El objetivo de nuestro estudio será identificar los factores que han contribuido a la aparición de este brecha.

La importancia de identificar estos factores radica en visibilizar las desigualdades de género y analizar cuales han influido en la ampliación de esta brecha de género de la población migrante venezolana. Dicha brecha, tienen dos componentes principales: por un lado, la brecha explicada que engloba factores observables tales como el empleo, el nivel educativo, entre otros. Por otro lado, la no explicada considera factores no observables como la discriminación, el poder de negociación y la compatibilidad entre habilidades y ocupación. Asimismo, para analizar cuales de estos factores han influido en la ampliación de esta brecha, emplearemos una descomposición contrafactual tomando como referencia el estudio de Machado y Mata (2005) y datos de la ENPOVE que serán construidos a partir de la Encuesta Dirigida a la Población Venezolana (ENPOVE) elaborada en los años 2018 y 2022.

Estudios empíricos como los de Otero-Cortés, Tribín-Uribe, y Mojica-Urueña (2022), Groeger, León-Ciliotta, y Stillman (2022) y Lobos (2023) encuentran factores explicados (educación, estado civil y ocupación) y no explicados (principalmente discriminación) que hacen que la brecha entre hombres y mujeres se acentúe por estas variables. En particular, Blau y Kahn (2017) demuestran que la brecha no es estática, la parte explicada por variables de capital humano va desapareciendo a lo largo del tiempo de adaptación y la no explicada no. Sin embargo, cabe resaltar que la brecha por ocupaciones si seguirá existiendo a lo largo del tiempo (Ajzenman, Dominguez, y Undurraga, 2022).

En esta investigación nos enfrentamos a dos desafíos principales. En primer lugar, algunos factores que inciden directamente en la evolución de la brecha de género, como el nivel educativo o el estado civil, son observables, mientras que otros no lo

son. Por tanto, es necesario cuantificar la contribución de cada uno de estos factores al crecimiento de la brecha. El segundo desafío está vinculado a la necesidad de obtener una visión más completa de la situación que no puede ser alcanzado con un análisis de medias. Para abordar el primer problema metodológico de separar las brechas en componentes explicados y no explicados, utilizaremos la metodología de descomposición de brechas en el tiempo deSmith y Welch (1989). Para resolver el segundo problema, realizamos un análisis distribucional del cambio en las brechas mediante una metodología de distribuciones contrafactuales basada en Machado y Mata (2005).

Este estudio proporcionará varios resultados de interés. Con relación a la capacidad de adaptación, se plantea que la brecha de género puede ser atribuible a un aumento en el desempeño laboral de los hombres, potencialmente a través de la obtención de empleos de mayor calidad o incluso de incrementos salariales partiendo de ventajas en la negociación, tal como lo señala Card, Cardoso, y Kline (2016) en su estudio sobre el tema. Además, se espera encontrar que factores no observados como diferencias en la negociación de salarios y la discriminación salarial.

Hasta el momento, la literatura sobre las brechas de género en la población migrante se ha centrado principalmente en economías desarrolladas, con un enfoque mayoritario en la participación laboral. Esta investigación contribuye a esta literatura al ampliar nuestro conocimiento sobre las dinámicas de género en el contexto de la migración forzada hacia un país en vías de desarrollo, poniendo especial énfasis en las brechas salariales. Nuestra segunda contribución es de carácter metodológico, al extender el método de Machado y Mata (2005) (MM) de análisis distribucional de brechas a un contexto dinámico. Esto es, plantear una forma de representar el "efecto coeficiente" de la descomposición de Smith y Welch (1989) en términos de dos distribuciones contrafactuales y estimarlas siguiendo procedimientos similares a los de MM.

El documento sigue el siguiente esquema. En la sección 2, se presenta la revisión de la literatura. La sección 3 expone el marco teórico para contextualizar el presente estudio. En las secciones 4 y 5, se describe la metodología y los datos a emplear. Asimismo, la sección 6 muestra los resultados encontrados, la sección 7 presenta las pruebas de robustez y, finalmente, la sección 8 concluye.

2. Revisión de la literatura

Si bien existen muchos estudios de investigación que tratan de explicar qué factores son impulsores de las disparidades de género en el mercado laboral, siendo así el indicador más analizado el salario por hora.

El primer factor por analizar es la discriminación. Durante los últimos años se ha elaborado bastante evidencia empírica sobre el impacto de este factor en la aparición de brechas de género (Biasi y Sarsons, 2022; Card y cols., 2016; Nix, Gamberoni, y Heath, 2016; Sin, Stillman, y Fabling, 2022). Estas investigaciones emplean métodos de descomposición para poder estimar la brecha de género en mujeres, llegando así a la conclusión que la brecha viene más por el lado de los diferentes tipos de discriminación, como por ejemplo; derivada de las preferencias del empleador, por factores socioculturales e incluso se encuentra, como implicancia, que salarios de hombres y mujeres contienen primas específicas de la empresa (las mujeres tienen menos probabilidad de trabajar en empresas que pagan primas salariales altas).

Consideramos también la capacidad de negociación diferenciada que se tiene entre hombres y mujeres, pues según investigaciones de Biasi y Sarsons (2022); Card y cols. (2016); Cardoso, Guimarães, y Portugal (2016); Sin y cols. (2022) la forma en la que se negocia o se llega a un acuerdo salarial, sería un factor contribuyente a la desigualdad debido a una menor capacidad de las mujeres en la negociación de sus salarios con sus empleadores con respecto a sus pares varones o, como explican Blau y Kahn (2017) también puede ocurrir que las mujeres que negocian y, tienen capacidad en hacerlo llegan a ser mal vistas por los empleadores.

Por otro lado, la literatura de las brechas de género entre los inmigrantes se ha enfocado más que todo en la migración hacia países desarrollados, debido a que estos tienden a ser los destinos preferidos de los migrantes que buscan nuevas oportunidades. En estos países se ha encontrado que los niveles de participación laboral de los inmigrantes suelen estar fuertemente asociados a la cultura del país de origen (Blau, 2015; Blau, Kahn, y Papps, 2011; E. Neuman, 2018), pero que hay una clara tendencia hacia la asimilación con las tendencias propias del país de destino (Bratsberg, Raaum, y Røed, 2014; Fleischmann y Höhne, 2013; E. Neuman, 2018).

La segregación laboral emerge como otro factor crucial en la formación de estas brechas. Numerosas investigaciones han evidenciado una tendencia clara: los hombres tienen una mayor probabilidad de emplearse en trabajos altamente calificados y

mejores pagados, mientras que las mujeres tienden a ocupar puestos con menor nivel de calificación (Jolly, Reeves, y Piper, 2005; Oishi, 2002; Piper, 2005).

Igualmente, hemos identificado otros componentes fundamentales que influyen en la persistencia de la brecha salarial entre los inmigrantes. Entre estos factores se encuentran el nivel educativo, la responsabilidad parental, la falta de cualificaciones y una adaptación incompleta al mercado laboral (Aldashev, Gernandt, y Thomsen, 2008; Cortés y Pan, 2020; Nielsen, Rosholm, Smith, y Husted, 2004).

3. Marco Teórico

En el marco de fricciones en la búsqueda y emparejamiento laboral, la sobreoferta de mano de obra extranjera otorga a los empleadores un mayor margen de maniobra en las negociaciones en el dinamismo del mercado laboral peruano. Este contexto de información imperfecta plantea que, al momento de llegar al Perú, los migrantes se encuentran con obstáculos para validar sus credenciales y habilidades. Agregado a ello, estos migrantes llegaron al país sin ahorros o escasas redes de apoyo, lo cual refleja una baja utilidad de reserva.

Esta situación de vulnerabilidad los llevó a aceptar trabajos mal pagados como única opción para la supervivencia, especialmente para aquellos sin redes laborales amplias. Las mujeres migrantes han enfrentado mayores obstáculos en la búsqueda de empleo, experimentando menor movilidad laboral, limitaciones en las opciones disponibles de búsqueda de empleo y menor poder para negociar salarios equitativos. Tanto Valdivia (2023) como Rossiasco (2019) indican que una distribución tradicional de roles de género otorga una mayor responsabilidad a las mujeres y ello es considerado como principal impedimento para la búsqueda activa de empleo. En contraste, los hombres han tenido una trayectoria más exitosa en encontrar empleo, en parte debido a una mayor participación en el mercado laboral y una red de contactos más sólida. Esta disparidad de poder negociador y las imperfecciones del mercado laboral hacen posible la discriminación salarial, lo cual es documentado por Blau y Kahn (2017).

4. Metodología

Diversos factores podrían haber contribuido a la formación de la brecha actual. Algunos de estos son visibles, como las ocupaciones, industrias y algunas variables de capital humano, mientras que otros no lo son, como el poder de negociación, la

discriminación y los diferenciales de productividad. La contribución de estos distintos tipos de factores a la existencia de una brecha suele cuantificarse con el uso de métodos de descomposición contrafactual.¹

4.1. Descomposición contrafactual

El objetivo de los métodos de descomposición contrafactual es separar la diferencia en algún estadístico (usualmente una medida de tendencia central) entre dos grupos excluyentes (en nuestro caso, hombres y mujeres), atribuyendo parte de esta brecha a diferencias en un conjunto de características observadas (parte explicada) y el resto a otros factores no observados (parte no explicada).

El ejemplo clásico de esto es la descomposición Kitagawa-Blinder-Oaxaca (KBO) (Blinder, 1973; Kitagawa, 1955; Oaxaca, 1973), un método paramétrico que parte de la estimación separada de una ecuación de Mincer para cada género:

$$Y_{iq} = \beta_q X_{iq}; \ g = H, M$$

y procede descomponiendo la diferencia de medias en dos partes: la parte explicada por diferencias en las características promedio de hombres y mujeres; y la parte no explicada, asociada a diferencias en cómo hombres y mujeres con las mismas características observadas son remunerados; esto último es representado por diferencias en los coeficientes.

$$\begin{split} \overline{Y}_H - \overline{Y}_M &= \beta_H \overline{X}_H - \beta_M \overline{X}_M \\ &= \beta_H \overline{X}_H - \beta_H \overline{X}_M + \beta_H \overline{X}_M - \beta_M \overline{X}_M \\ &= \underbrace{\beta_H \Delta \overline{X}}_{\text{Parte "explicada"}} + \underbrace{\Delta \beta \overline{X}_M}_{\text{Parte "no explicada"}} \end{split}$$

Otros métodos dejan de lado la media y optan por estadísticos distribucionales. Este es el caso de Machado y Mata (2005) y Firpo, Fortin, y Lemieux (2018), que plantean métodos para la estimación de brechas a lo largo de la distribución de ingresos, de formas similares a la descomposición KBO. Una alternativa no-paramétrica es la descomposición por matching (Ñopo, 2008), que requiere menos

¹Estudios con otras estrategias suelen enfocarse en determinantes específicos de las brechas como los salarios de reserva (Caliendo, Lee, y Mahlstedt, 2017), los retornos a habilidades específicas (Yamaguchi, 2018), la accesibilidad de electrodomésticos (Cavalcanti y Tavares, 2008) o incluso el rol de la selección endógena al trabajo (Mulligan y Rubinstein, 2008).

supuestos sobre la forma funcional, pero sufre en contextos de alta dimensionalidad.²

Sin embargo, los métodos anteriores no son suficientes para explicar cambios en las brechas de género; para ello debe incluirse el componente tiempo. En la literatura resaltan dos métodos en particular: la descomposición de Smith y Welch (1989) (SW) y la descomposición de Juhn, Murphy, y Pierce (1991) (JMP). Yun (2009) advierte que el método JMP requiere de supuestos muy fuertes para poder incluir el rol de las habilidades no observadas dentro de la descomposición, que difícilmente se cumplirían en nuestro contexto.³ Por tanto, seguiremos la descomposición propuesta por Smith y Welch (1989). Esta parte de una ecuación de Mincer para cada género y tiempo:

$$Y_{igt} = \beta_{gt} X_{igt}; \ g = H, M; \ t = 1, 0$$
 (1)

y siguiendo procedimientos similares al método KBO, descompone el cambio en la brecha en los siguientes cuatro componentes:

$$\Delta \Delta \overline{Y} = \Delta \Delta (\beta \overline{X}) = \beta_1^H \overline{X}_1^H - \beta_1^M \overline{X}_1^M - \left(\beta_0^H \overline{X}_0^H - \beta_0^M \overline{X}_0^M\right) \tag{2}$$

$$= \underbrace{\beta_1^H \Delta \Delta \overline{X}}_{\text{I}} + \underbrace{\Delta \beta_1 \Delta \overline{X}^M}_{\text{II}} + \underbrace{\Delta \beta^H \Delta \overline{X}_0}_{\text{III}} + \underbrace{\Delta \Delta \beta \overline{X}_0^M}_{\text{IV}}$$
(3)

El componente I es el efecto dotación, que está determinado por diferencias entre mujeres y hombres en cuanto al cambio de las características promedio. Por ejemplo, si los hombres logran salir del subempleo en mayor medida que las mujeres y aumentan su concentración relativa en ocupaciones mejores pagadas, la brecha se vería presionada hacia arriba. Esperamos que este componente sea positivo si el incremento de la brecha está asociado a dificultades para las mujeres en la búsqueda de ocupaciones o industrias con salarios más altos.

El componente II es la interacción de género. Este corresponde a cómo un mismo cambio en las características promedio afecta de manera diferenciada a mujeres y hombres por diferencias en sus coeficientes. Por ejemplo, si el mercado se mueve hacia ocupaciones con una prima salarial hacia los hombres, la brecha tendería a ampliarse.

El componente III se denomina interacción de tiempo y captura cómo, incluso

²Como la metodología de Ñopo (2008) requiere un emparejamiento exacto y se trabaja con una muestra finita, mientras más variables se incluyan en el modelo, más difícil será encontrarle una pareja a cada observación. Esto puede suceder incluso si la pareja existe en la población.

³Requiere que los coeficientes de un grupo no estén sesgados, mientras que los del otro sí y que la discriminación sea constante en el tiempo. Dado que tanto hombres como mujeres son discriminados, es difícil que se cumpla esto.

si el coeficiente de los hombres y las mujeres incrementara en la misma magnitud, desbalances iniciales en las características observables generarían que se muevan las brechas. Por ejemplo, un incremento de salarios en ocupaciones tradicionalmente masculinas aumentaría el salario promedio de los hombres más que el de las mujeres, ampliando la brecha.

Finalmente, el componente IV es llamado efecto coeficiente y corresponde a la evolución diferenciada de las estructuras salariales; es decir, cambios en cómo a hombres y mujeres con las mismas características observadas son remunerados. Esperaríamos que este componente fuera positivo si la aparición de la brecha estuviera asociada a diferencias en la negociación de salarios o a una mayor prominencia en la discriminación salarial hacia las mujeres.

4.2. Distribuciones contrafactuales

El efecto coeficiente de la descomposición anterior nos permite conocer cómo ha cambiado en promedio la brecha en ingresos por hora para personas con las mismas características, pero no da mucho detalle sobre qué segmentos de la población serían los más afectados por estos cambios. Uno puede obtener una visión más detallada mediante un análisis distribucional de las brechas, para lo cual son útiles los métodos de distribuciones contrafactuales (Chernozhukov, Fernández-Val, y Melly, 2013; Machado y Mata, 2005) que buscan simular cómo se vería la distribución de una variable en escenarios alternativos.

En nuestro caso, podemos expresar el efecto coeficiente (componente IV) en términos de dos posibles escenarios:

$$\Delta\Delta\beta X_0^M = \left(\beta_1^H - \beta_1^M - \beta_0^H + \beta_0^M\right) X_0^M \tag{4}$$

$$= (\beta_0^M + \beta_1^H - \beta_0^H) X_0^M - (\beta_1^M + \beta_0^M - \beta_0^M) X_0^M$$
 (5)

$$= \underbrace{\left(\beta_0^M + \Delta \beta^H\right) X_0^M}_{\text{Situación contrafactual}} - \underbrace{\left(\beta_0^M + \Delta \beta^M\right) X_0^M}_{\text{Situación femenina}} \tag{6}$$

donde la situación femenina representa lo que ganan por hora las mujeres bajo la estructura salarial (la forma en que el mercado remunera a las personas dependiendo de sus características) de 2022⁴ y la situación contrafactual representa lo que ganarían si su estructura salarial hubiera cambiado de la misma forma que la de los hombres.

⁴Es importante recalcar que $\beta_1^M = (\beta_1^M + \beta_0^M - \beta_0^M) = (\beta_0^M + \Delta \beta^M)$.

Lo único que diferencia estas dos situaciones es el cambio en la estructura salarial.

Cada una de estas situaciones está asociada a una distribución de ingresos por hora que depende tanto de las características de los individuos y de cómo se remuneran estas características. Para estimar estas distribuciones, seguimos un procedimiento muy similar al de Machado y Mata (2005) (MM). Comenzamos estimando regresiones cuantílicas para cada género y tiempo en cuantiles θ uniformemente distribuidos:

$$Q_{\theta,at}^{w}(X_{qt}) = \beta_{at}^{\theta} X_{qt}; \ g = H, M; \ t = 1, 0$$
(7)

Donde $Q_{\theta}(X)$ es el θ -ésimo cuantil de la distribución de w (log-ingresos por hora) condicional a X_{gt} y β_{gt}^{θ} es el vector de coeficientes de la ecuación del θ -ésimo cuantil para el género g y el tiempo t. MM demuestran que los $Q_{\theta,gt}^w(X)$ obtenidos de un muestreo aleatorio de X_{gt} y θ convergen a la verdadera distribución de w_{gt} y aprovechan esta propiedad para generar distribuciones contrafactuales al imputar la estructura salarial (conjunto de β^{θ}) de una submuestra a otra, manteniendo el conjunto de características X de la submuestra original.

Nosotros no nos limitamos a intercambiar estructuras salariales entre submuestras, sino pleanteamos una nueva estructura salarial a partir de combinaciones lineales de los β_{gt}^{θ} ya obtenidos, lo cual nos permite extender la metodología a un contexto dinámico. En particular, nos interesan las distribuciones generadas por las siguientes expresiones:

$$Q_{\theta,(M0+\Delta H)}^{w}(X_{M0}) = \left(\beta_{M0}^{\theta} + \Delta \beta_{H}^{\theta}\right) X_{M0} \tag{8}$$

$$Q_{\theta,M1}^{w}(X_{M0}) = \beta_{M1}^{\theta} X_{M0} \tag{9}$$

Al muestrear la expresión en (8) obtenemos la distribución de log-ingresos por hora que recibirían las mujeres en 2022 si hubieran experimentado los mismos cambios en la estructura salarial que los hombres, mientras que muestreando la expresión en (9) obtenemos la distribución bajo la estructura salarial de las mujeres en 2022. En ambos casos, mantenemos constantes las características de las mujeres en 2018 al ser el "punto de partida" y ser consistente con Smith y Welch (1989) (ver Ecuación 6).⁵

⁵Además de lo expuesto, el mayor tamaño de muestra en 2018 ofrece una distribución más completa y favorece la estabilidad de las estimaciones.

5. Datos

Las bases de datos serán las encuestas ENPOVE de los años 2018 y 2022, realizadas a fines de 2018 y a inicios de 2022 respectivamente. Se trata de dos encuestas de corte transversal con representatividad nacional de la población inmigrante venezolana que reside en Perú.⁶

Restringimos la muestra a inmigrantes entre 18 y 64 años de edad que llegaron al Perú hasta diciembre de 2018, que es el mes final de la ENPOVE 2018. Para establecer esta restricción de edad, nos basamos en las investigaciones de Vaccaro, Basurto, Beltrán, y Montoya (2022) y Pozo Segura (2017). Por otro lado, la restricción en el tiempo de llegada se debe a posibles diferencias en las características y dinámicas de género entre las diferentes cohortes. Así, obtendremos dos muestras representativas de la misma población, observadas en diferentes años, a excepción de posibles imperfecciones en el muestreo o atrición diferenciada (como la emigración).⁷

5.1. Variable dependiente y explicativas

Nuestra variable dependiente será el logaritmo de los ingresos por hora, donde el ingreso por hora se define como el ingreso de la ocupación primaria del último mes, entre las horas trabajadas mensualmente en dicha ocupación.

En cuanto a las variables explicativas, escogimos variables estándar encontradas en la literatura (Blau y Kahn, 2017; Mulligan y Rubinstein, 2008; Pozo Segura, 2017; Vaccaro y cols., 2022). Entre ellas se incluyen características demográficas como edad (a falta de experiencia laboral), máximo nivel completo de educación (menor a secundaria, secundaria, superior técnica y superior universitaria) y etnicidad. Asimismo, se incluye características del empleo como ocupación (CNO-2015 a 3 dígitos), industria (CIIU a nivel de sección) y tamaño de la empresa (micro, pequeña, mediana y gran empresa). Además, hemos incorporado una variable relacionada con las características migratorias, como la obtención de documentación migratoria.

⁶Por motivos de costo-eficiencia, las encuestas incluyen solo a las ciudades con mayor proporción de la población inmigrante venezolana en cada año.

⁷La Tabla A1 muestra que la restricción de tiempo de llegada juega un rol importante en hacer comparables las muestras de ambos años. Con la muestra restringida, características como educación y sexo son estables en el tiempo salvo pequeñas excepciones y tanto el tiempo de estadía como la edad promedio concuerdan con el tiempo entre encuestas. Esta muestra es mucho más similar a la de 2018 que la muestra completa de 2022.

5.2. Estadísticas descriptivas

La Tabla A3 muestra la evolución de los principales resultados laborales para hombres y mujeres inmigrantes. En relación a los salarios por hora, se observa que ha habido un cambio significativo en las brechas de género, se ha pasado de una situación sin brecha a una brecha del 12% en contra de las mujeres. En cuanto al nivel de empleo, se observa una disminución de 4 puntos porcentuales (pp) para las mujeres y 1 pp para los hombres. Sin embargo, la ampliación de la brecha preexistente no es estadísticamente significativa. En el margen intensivo, se ha producido una reducción tanto para hombres y mujeres en las horas trabajadas, denotando brechas significativas para cada año. La tabla también incluye indicadores relacionados con la calidad del empleo, como la probabilidad de trabajar como empleado dependiente y la probabilidad de tener una ocupación elemental (de baja calificación). En ninguna de estas variables se observan diferencias de género en 2018 ni en 2022. Sin embargo, se observa una reducción generalizada en el trabajo dependiente.

Por otro lado, la Tabla A2 muestra la evolución de las características no laborales de los inmigrantes. Se observa que en la mayoría de las características no ha habido cambios significativos en las diferencias entre hombres y mujeres. Esto era de esperarse, dado que estamos analizando la misma cohorte en ambos años. Sin embargo, hay dos excepciones a esta regla: se ha reducido la brecha en la obtención de documentación migratoria, pasando de una diferencia de 5 pp a una diferencia de 1 pp, con un cambio significativo al 10 %.

6. Resultados

Aunque ya observamos que la brecha no existía en 2018, es posible que hayan existido diferencias en las estructuras salariales de hombres y mujeres que hayan sido compensadas por diferencias en las características observadas. La descomposición KBO presentada en la Tabla A4 muestra que este no era el caso y que, en 2018, tanto la parte explicada como la no explicada (columnas 1 y 2) eran nulas. Mientras tanto, el crecimiento de la brecha parece estar motivado tan solo por la parte no explicada de la brecha en 2022. (columna 4).

Esta inexistencia inicial de la brecha podría ser en parte explicada por la precariedad enfrentada por los inmigrantes al llegar al Perú y tener que empezar de cero. En esta situación no tenían los recursos, las alternativas ni el poder de

negociación para exigir salarios más altos, así que tenían que aceptar cualquier empleo a pesar recibir indiscriminadamente lo mínimo posible.

6.1. Descomposición de cambios en la media

Para analizar de manera más adecuada la evolución de esta brecha, la Tabla 1 presenta los resultados de la descomposición de Smith y Welch (1989) sobre el logaritmo de los ingresos por hora. La columna (1) muestra la contribución del efecto dotación al cambio en la brecha, donde esperaríamos ver un resultado positivo si el movimiento entre industrias y ocupaciones hubiera sido un factor determinante en el crecimiento de la brecha en ingresos. Encontramos que diferencias en movimientos entre industrias, ocupaciones y tipos de empresa (características del empleo) en conjunto no han contribuido de manera estadística o económicamente significativa a la aparición de la brecha; cambios en otras características observables tampoco han generado cambios significativos. Las columnas (2) y (3) muestran los componentes de interacción de género y de tiempo respectivamente. En ninguno de los dos se observan contribuciones significativas al incremento de la brecha.

Finalmente, la columna (4) muestra el efecto coeficiente, que captura cambios en la brecha de género asociados a factores no observados. Encontramos que este componente ha contribuido en 16.6 log-puntos (estadísticamente significativo al 1%) a la ampliación de la brecha de género en ingresos por hora de la población inmigrante venezolana entre 2018 y 2022. Este resultado es consistente con la idea de que las mujeres venezolanas han tenido una mayor dificultad para alcanzar salarios más altos por las fricciones del mercado laboral que reducen su poder de negociación o por la discriminación laboral que las imperfecciones del mercado hacen posible.⁸

6.2. Impacto distribucional del efecto coeficiente

La media esconde muchos detalles y puede no contar la historia completa; es por ello que utilizamos la metodología descrita en la Subsección 4.2 para simular dos escenarios de la distribución de ingresos por hora. El panel (a) de la Figura 1 muestra, en rojo, la función de densidad de la distribución de los ingresos por hora de las mujeres (desde ahora, "distribución femenina") y, en azul, la distribución de los ingresos por hora que recibirían las mujeres si su estructura salarial hubiera

⁸Si el resultado estuviera siendo guiado por la asimilación, esperaríamos que los ingresos por hora de las mujeres venezolanas se acerquen a los de las mujeres peruanas con el paso del tiempo, pero los ingresos por hora de las mujeres venezolanas casi no se han movido.

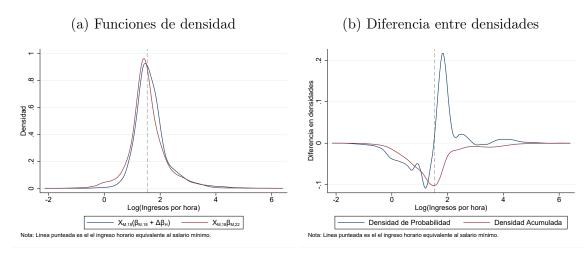
Tabla 1: Descomposición del cambio en brecha de género en ingresos por hora

log(Ingresos por hora)	Efecto dotación (1)	Interacción de género (2)	Interacción de tiempo (3)	Efecto coeficiente (4)
Total	-0.013 (0.009)	-0.045 (0.037)	0.004 (0.016)	0.166*** (0.034)
Contribuciones individuales				
Características del empleo Otras variables	-0.010 (0.011) -0.003 (0.005)	-0.008 (0.021) -0.037 (0.024)	-0.007 (0.020) 0.011 (0.008)	0.067 (0.057) $0.099**$ (0.048)

Nota: 9705 observaciones. Características del empleo incluyen ocucupación, industria y tamaño de la empresa. Asteriscos denotan significancia de los resultados a tres niveles: * 10% *** 5% **** 1%. Errores estándar estimados por bootstrapping entre paréntesis.

cambiado de la misma manera que la estructura salarial de los hombres (desde ahora, "distribución contrafactual"). Dado que lo único que diferencia estos dos escenarios es el cambio en la estructura salarial, la comparación entre estas dos distribuciones nos permite capturar diferencias de género en las dinámicas salariales.

Figura 1: Distribuciones contrafactuales



El panel (b) hace explícita las diferencias entre estos dos escenarios tanto para las funciones de densidad de probabilidad (FDP, línea azul) y las funciones de densidad acumulada (FDA, línea roja). Comparando las FDP, se puede observar que la distribución contrafactual tiene una concentración mucho menor en las partes

⁹Ambos parten de la estructura salarial de las mujeres en 2018.

más bajas de la distribución y que es justo alrededor de los ingresos equivalentes al salario mínimo (IESM) que se tiene el punto de inflexión, donde la distribución contrafactual empieza a estar más concentrada que la distribución femenina; es también en el entorno del IESM donde se ven las mayores diferencias entre las densidades. La comparación de las FDA muestra que la distribución contrafactual domina estocásticamente (en primer grado) a la distribución femenina y que la diferencia entre las FDA es de 0.1 en el IESM, indicando que la probabilidad de que una mujer gane menos que el IESM se hubiera reducido en 10 pp si la estructura salarial femenina hubiera cambiado de la misma forma que la masculina. 10

Esta evidencia apunta hacia la existencia de un "piso pegajoso" para las mujeres venezolanas, que han tenido una mayor dificultad para salir de la precariedad salarial con ingresos en algunos casos muy por debajo de IESM, mientras que los hombres sí habrían podido superar la IESM. Este estancamiento de los ingresos por hora femeninos es consistente con la idea de que el bajo poder de negociación asociado a la falta de opciones alternativas y a las dificultades que enfrentan en la búsqueda de empleo ha limitado su capacidad de negociar salarios decentes con sus empleadores.

Otra prueba de la existencia de este piso pegajoso es en las brechas en cuantiles¹¹ (ver Figura A1), donde se evidencia que la brecha entre las dos distribuciones es mayor en los cuantiles más bajos de la distribución, antes de estabilizarse alrededor de 0.1 log-puntos. Esto quiere decir que hay una enorme diferencia entre lo que ganan realmente las mujeres en lo más bajo de la distribución y lo que ganarían si sus salarios hubieran evolucionado de la misma manera que los hombres.

7. Pruebas de robustez

7.1. Selección al mercado laboral

Como nuestra muestra está compuesta solo de quienes se encuentran dentro del mercado laboral, el hecho de que esta sea una muestra autoseleccionada puede sesgar los resultados si la entrada al mercado laboral está correlacionada con el término de error. Utilizamos la corrección de Heckman adaptada a la descomposición (S. Neuman

¹⁰Utilizando a los hombres como punto de referencia, se refuerzan las diferencias en las partes bajas de la distribución y el IESM sigue teniendo un rol importante, pero no se mantiene la dominancia estocástica del cambio de estructura salarial de los hombres sobre el de las mujeres (ver Figura A3).

¹¹Una prueba de pisos pegajosos utilizada comúnmente en la literatura es la comparación de la brecha no explicada en los cuantiles más bajos de la distribución con la brecha en los cuantiles al centro de la distribución (Arulampalam, Booth, y Bryan, 2007).

y Oaxaca, 2004) para lidiar con este sesgo, utilizando el estado marital y número de hijos de 0-5 años y de 6-14 años como las variables excluidas. La Tabla A5 muestra que nuestros resultados se refuerzan y que el componente asociado a la selectividad endógena no contribuye de manera significativa al incremento de la brecha.

7.2. Salidas del país

Para lidiar con diferencias en la composición de la muestra guiadas por la salida de inmigrantes del país, utilizamos Inverse Probability Weighting (IPW) para "convertir" la muestra de 2022 en la de 2018 en base a características observables que no deberían haber cambiado con el tiempo. Las variables utilizadas fueron: etnicidad, nivel educativo, puerto de entrada, año de nacimiento y la ocupación del encuestado en Venezuela (antes de ir a Perú). La Tabla A6 muestra que el efecto coeficiente se mantiene altamente significativo y aunque muestra significancia en el efecto dotación, esta mas bien presionaría hacia una reducción de 3 log-puntos de la brecha explicada por cambios en las características del empleo.

7.3. Emparejamiento ocupacional

Podría suceder que el movimiento entre ocupaciones sea el mismo en promedio, pero que los hombres se hayan movido hacia ocupaciones más adecuadas a sus habilidades o donde hayan tenido experiencia. Para ello, medimos el emparejamiento laboral al construir una dummy para cada ocupación que toma el valor de 1 si la ocupación en Venezuela es la misma que la ocupación en Perú (a nivel de gran grupo). En la Tabla A7 incluímos estas dummies de emparejamiento dentro de la descomposición, encontrando que los resultados se mantienen y que el emparejamiento ocupacional, medido de esta manera, no ha tenido incidencia sobre la ampliación de la brecha de género.

7.4. Mercado laboral nativo

Para verificar que este sea un fenómeno asociado a la población migrante venezolana y que no se trate simplemente de las tendencias del mercado laboral peruano, realizamos los mismos análisis tomando la ENAHO como muestra. El análisis en la media (ver Tabla A8) muestra que la descomposición de la brecha de género en el mercado laboral sigue totalmente otras tendencias a las de la población venezolana y que el efecto coeficiente es nulo. Similarmente, el análisis distribucional

(ver Figura A2) muestra que la brecha es muy pequeña y cercana a 0 a lo largo de toda la distribución de ingresos por hora.

8. Conclusiones

Nuestro análisis revela una brecha de género en los ingresos por hora que no parece estar asociada con diferencias evidentes en movilidad o emparejamiento laboral, ello se ve en el efecto dotación, el cual carece de significancia estadística. Por otro lado factores no observados, como la negociación salarial o posibles sesgos discriminatorios, podrían ser posibles impulsores de esta brecha. Esto es evidenciado por el efecto coeficiente que contribuye con un cambio del 16.6 % en la brecha. Además, planteamos la hipótesis de una "nivelación hacia abajo" al inicio de la migración, ligada a la precariedad inicial experimentada por los inmigrantes al llegar al Perú, lo que los llevó a un estado de subempleo aceptando cualquier oportunidad laboral dada la urgencia de asegurar recursos.

Otro aspecto destacado es la presencia de un "piso pegajoso", especialmente alrededor del salario mínimo, donde las mujeres encuentran obstáculos significativos para liberarse de la precariedad salarial. Esto sugiere la existencia de fricciones en la búsqueda laboral y una limitada capacidad de negociación salarial para este grupo. Los cambios en la estructura salarial parecen ser determinantes en la probabilidad de que las mujeres ganen menos del salario mínimo, evidenciando una realidad desafiante para las mujeres migrantes en el ámbito laboral. A través de otro método mostramos que si la estructura salarial femenina hubiera evolucionado de manera similar a la masculina, la probabilidad de que una mujer gane menos del salario mínimo se habría reducido en un 10 %.

En conjunto, estos resultados resaltan la necesidad de tener un enfoque de género en programas de apoyo laboral a los inmigrantes, pues las mujeres son las que más limitaciones han vivido para salir de la precariedad laboral. Es importante reducir las barreras que agregan fricciones a la búsqueda de empleo por parte de las mujeres, facilitando plataformas de información y programas de inserción laboral que garanticen la seguridad y calidad del empleo para las mujeres venezolanas.

Referencias

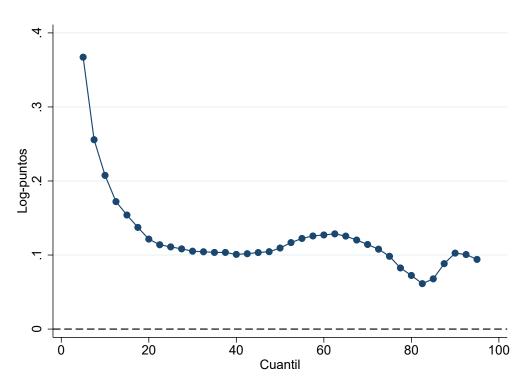
- Ajzenman, N., Dominguez, P., y Undurraga, R. (2022). Immigration, crime, and crime (mis) perceptions. *Available at SSRN 4258034*.
- Aldashev, A., Gernandt, J., y Thomsen, S. L. (2008). The immigrant wage gap in germany. ZEW-Centre for European Economic Research Discussion Paper (08-089).
- Arulampalam, W., Booth, A. L., y Bryan, M. L. (2007). Is there a glass ceiling over europe? exploring the gender pay gap across the wage distribution. *Ilr Review*, 60(2), 163-186.
- Biasi, B., y Sarsons, H. (2022). Flexible wages, bargaining, and the gender gap. *The Quarterly Journal of Economics*, 137(1), 215–266.
- Blau, F. D. (2015). Immigrants and gender roles: assimilation vs. culture. IZA Journal of Migration, 4(1), 1–21.
- Blau, F. D., y Kahn, L. M. (2017). The gender wage gap: Extent, trends, and explanations. *Journal of economic literature*, 55(3), 789–865.
- Blau, F. D., Kahn, L. M., y Papps, K. L. (2011). Gender, source country characteristics, and labor market assimilation among immigrants. *The Review of Economics and Statistics*, 93(1), 43–58.
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. Journal of Human resources, 436–455.
- Bratsberg, B., Raaum, O., y Røed, K. (2014). Immigrants, labour market performance and social insurance. *The Economic Journal*, 124(580), F644–F683.
- Caliendo, M., Lee, W.-S., y Mahlstedt, R. (2017). The gender wage gap and the role of reservation wages: New evidence for unemployed workers. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 136, 161–173.
- Card, D., Cardoso, A. R., y Kline, P. (2016). Bargaining, sorting, and the gender wage gap: Quantifying the impact of firms on the relative pay of women. *The Quarterly journal of economics*, 131(2), 633–686.
- Cardoso, A. R., Guimarães, P., y Portugal, P. (2016). What drives the gender wage gap? a look at the role of firm and job-title heterogeneity. Oxford Economic Papers, 68(2), 506–524.
- Cavalcanti, T., y Tavares, J. (2008). Assessing the "engines of liberation": Home appliances and female labor force participation. The Review of Economics and Statistics, 90(1), 81-88.

- Chernozhukov, V., Fernández-Val, I., y Melly, B. (2013). Inference on counterfactual distributions. *Econometrica*, 81(6), 2205–2268.
- Cortés, P., y Pan, J. (2020). Children and the remaining gender gaps in the labor market (Inf. Téc.). National Bureau of Economic Research.
- Firpo, S. P., Fortin, N. M., y Lemieux, T. (2018). Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. Econometrics, 6(2), 28.
- Fleischmann, F., y Höhne, J. (2013). Gender and migration on the labour market: Additive or interacting disadvantages in germany? *Social Science Research*, 42(5), 1325–1345.
- Groeger, A., León-Ciliotta, G., y Stillman, S. (2022). Immigration, labor markets and discrimination.
- Jolly, S., Reeves, H., y Piper, N. (2005). Gender and migration: Overview report.
- Juhn, C., Murphy, K. M., y Pierce, B. (1991). Accounting for the slowdown in black-white wage convergence. Workers and their wages, 107–43.
- Kitagawa, E. M. (1955). Components of a difference between two rates. Journal of the american statistical association, 50(272), 1168-1194.
- Lobos, S. (2023). Brechas de género: trabajo femenino en sectores culturales y creativos.
 - (Publisher: IADB: Inter-American Development Bank)
- Machado, J. A., y Mata, J. (2005). Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression. *Journal of applied Econometrics*, 20(4), 445–465.
- Mulligan, C. B., y Rubinstein, Y. (2008). Selection, investment, and women's relative wages over time. *The Quarterly Journal of Economics*, 123(3), 1061–1110.
- Neuman, E. (2018). Source country culture and labor market assimilation of immigrant women in sweden: evidence from longitudinal data. *Review of Economics of the Household*, 16(3), 585–627.
- Neuman, S., y Oaxaca, R. L. (2004, abril). Wage Decompositions with Selectivity-Corrected Wage Equations: A Methodological Note. *The Journal of Economic Inequality*, 2(1), 3–10.
- Nielsen, H. S., Rosholm, M., Smith, N., y Husted, L. (2004). Qualifications, discrimination, or assimilation? an extended framework for analysing immigrant wage gaps. *Empirical Economics*, 29(4), 855–883.
- Nix, E., Gamberoni, E., y Heath, R. (2016). Bridging the gender gap: identifying what is holding self-employed women back in ghana, rwanda, tanzania, and the

- republic of congo. The World Bank Economic Review, 30(3), 501–521.
- Nopo, H. (2008). Matching as a tool to decompose wage gaps. The review of economics and statistics, 90(2), 290-299.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. International economic review, 693–709.
- Oishi, N. (2002). Gender and migration: an integrative approach.
- Otero-Cortés, A., Tribín-Uribe, A. M., y Mojica-Urueña, T. (2022). The heterogeneous labor market effects of the venezuelan exodus on female workers: Evidence from colombia. *Documento sobre economía regional y urbana; No. 311*.
- Piper, N. (2005). Gender and migration. Policy analysis and research programme of the Global Commission on International Migration, 7.
- Pozo Segura, J. M. d. (2017). Has the gender wage gap been reduced during the peruvian growth miracle?'a distributional approach.
- Rossiasco, A. (2019). Una Oportunidad para Todos: Los Migrantes y Refugiados Venezolanos y el Desarrollo del Perú (Vol. 2) [Text/HTML]. Descargado de https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/107621574372585665/Una-Oportunidad-para-Todos-Los-Migrantes-y-Refugiados-Venezolanos-y-el-Desarrollo-del-PerÞ
- Sin, I., Stillman, S., y Fabling, R. (2022). What drives the gender wage gap? examining the roles of sorting, productivity differences, bargaining, and discrimination. *Review of Economics and Statistics*, 104(4), 636–651.
- Smith, J. P., y Welch, F. R. (1989). Black economic progress after myrdal. *Journal of economic literature*, 27(2), 519–564.
- Vaccaro, G., Basurto, M. P., Beltrán, A., y Montoya, M. (2022). The gender wage gap in peru: drivers, evolution, and heterogeneities. *Social Inclusion*, 10(1), 19–34.
- Valdivia, M. (2023). Integración de la inmigración venezolana en el perú: Género y discriminación en los mercados de trabajo y en el acceso a servicios públicos. *Manuscrito no publicado*.
- Yamaguchi, S. (2018). Changes in returns to task-specific skills and gender wage gap. Journal of Human Resources, 53(1), 32–70.
- Yun, M.-S. (2009). Wage differentials, discrimination and inequality: A cautionary note on the juhn, murphy and pierce decomposition method. *Scottish Journal of Political Economy*, 56(1), 114–122.

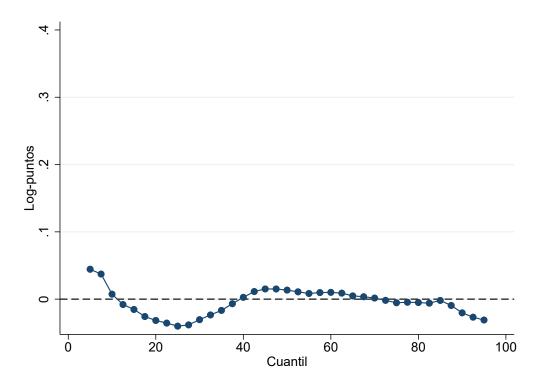
Anexos

Figura A1: Brecha en cuantiles de las distribuciones contrafactuales



Nota: Brecha estimada como la diferencia entre los cuantiles de la distribución contrafactual y la distribución femenina del logaritmo de los ingresos por hora.

Figura A2: Brecha en cuantiles de las distribuciones contrafactuales (ENAHO)



Nota: Brecha estimada como la diferencia entre los cuantiles de la distribución contrafactual y la distribución femenina del logaritmo de los ingresos por hora.

Figura A3: Distribuciones contrafactuales (Referencia: Hombres)

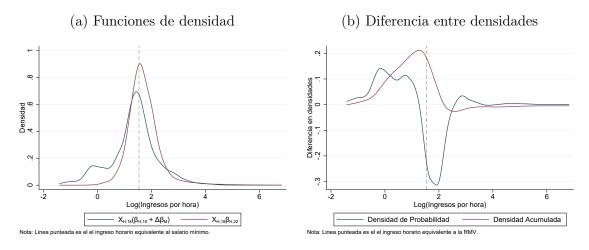


Tabla A1: Estadísticas descriptivas

	2018	2022 Todos	2022	P-valor
			Equivalente	
	(1)	(2)	(3)	(3)-(1)
Sexo (Mujer $= 1$)	0.47	0.51	0.47	0.986
,	(0.01)	(0.01)	(0.01)	
Edad	31.23	33.42	33.65	0.000
	(0.21)	(0.17)	(0.19)	
Máximo nivel de educación	,	,	,	
Menor a secundaria completa	0.14	0.20	0.14	0.759
•	(0.01)	(0.01)	(0.01)	
Secundaria completa	$0.43^{'}$	0.48	$0.46^{'}$	0.085
•	(0.01)	(0.01)	(0.01)	
Superior técnica completa	$0.16^{'}$	0.11	$0.14^{'}$	0.051
•	(0.01)	(0.01)	(0.01)	
Superior universitaria completa	$0.27^{'}$	$0.20^{'}$	$0.26^{'}$	0.830
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	
Recibió título universitario	$0.92^{'}$	0.91	0.91	0.433
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	
Homologó título	$0.03^{'}$	0.08	0.08	0.000
0	(0.01)	(0.01)	(0.01)	
Meses en Perú	8.92	35.19	$47.13^{'}$	0.000
	(0.18)	(0.33)	(0.22)	
Documentado	$0.36^{'}$	$0.68^{'}$	$0.83^{'}$	0.000
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	
Tiene empleo	0.88	0.81	$0.85^{'}$	0.010
1	(0.01)	(0.01)	(0.01)	
Tiempo parcial	$0.05^{'}$	$0.14^{'}$	$0.12^{'}$	0.000
1 1	(0.00)	(0.01)	(0.01)	
Trabaja como dependiente	$0.79^{'}$	$0.69^{'}$	$0.69^{'}$	0.000
J I	(0.01)	(0.01)	(0.01)	
Tiene contrato	$0.12^{'}$	0.19	$0.26^{'}$	0.000
	(0.01)	(0.01)	(0.02)	
Salario por hora	5.33	6.38	6.47	0.000
P	(0.08)	(0.11)	(0.13)	
Salario por hora (log)	1.54	1.66	1.67	0.000
(0)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	
Ingresos laborales mensuales	1110.84	1060.94	1139.66	0.272
J	(17.96)	(14.48)	(19.11)	

Nota: Muestra incluye solo a personas entre 18 y 64 años de edad. Consideramos como documentado a los inmigrantes que tienen un permiso migratorio que permita la obtención de empleo formal en el país. El nivel de secundaria completa incluye también educación superior incompleta y el nivel de superior universitaria completa incluye postgrado. Ingresos y salarios por hora expresados en soles reales de diciembre de 2021 y winsorizados por la derecha al 99%. Errores ajustados por diseño muestral entre paréntesis.

23

Tabla A2: Cambio de características en el tiempo

	Hombres 2018	Mujeres 2018	(M-H) 2018	Hombres 2022	Mujeres 2022	(M-H) 2022	$\begin{array}{c} \text{P-valor} \\ \Delta (\text{M-H}) \end{array}$
Edad	30.39	31.00	0.61**	32.38	33.19	0.81**	0.642
	(0.20)	(0.24)	(0.25)	(0.24)	(0.26)	(0.34)	
Máximo nivel de educación							
Menor a secundaria completa	0.18	0.15	-0.04***	0.20	0.15	-0.05***	0.471
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	
Secundaria completa	0.46	0.38	-0.08***	0.49	0.40	-0.08***	0.959
	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	
Superior técnica completa	0.15	0.16	0.01	0.13	0.13	0.00	0.704
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	
Superior universitaria completa	0.20	0.32	0.11***	0.19	0.32	0.13***	0.354
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	
Meses en Perú	9.19	8.48	-0.71***	47.37	46.86	-0.51	0.580
	(0.18)	(0.23)	(0.18)	(0.25)	(0.30)	(0.31)	
Documentado	0.38	0.33	-0.05***	0.83	0.82	-0.01	0.082
	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	
Número menores de edad en el hogar	, ,	, ,	,	, ,	, ,	, ,	
0 a 5 años	0.26	0.35	0.09***	0.43	0.43	0.00	0.001
	(0.02)	(0.03)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	
6 a 14 años	$0.25^{'}$	$0.33^{'}$	0.08***	$0.51^{'}$	$0.62^{'}$	0.11***	0.399
	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.03)	(0.04)	(0.03)	

Nota: Muestra incluye solo a personas entre 18 y 64 años de edad. Consideramos como documentado a los inmigrantes que tienen un permiso migratorio que permita la obtención de empleo formal en el país. El nivel de secundaria completa incluye también educación superior incompleta y el nivel de superior universitaria completa incluye postgrado. Ingresos y salarios por hora en soles winsorizados por la derecha al 99 %. Errores ajustados por diseño muestral entre paréntesis. Asteriscos denotan significancia de los resultados a tres niveles: * 10 % ** 5 % *** 1 %. Errores ajustados por diseño muestral entre paréntesis.

Tabla A3: Análisis de medias de la evolución de las brechas laborales

	Obs.	Hombres 2018	Mujeres 2018	(M-H) 2018	Hombres 2022	Mujeres 2022	(M-H) 2022	P-valor $\Delta(M-H)$
Tiene empleo	11,323	0.95 (0.01)	0.79 (0.01)	-0.16*** (0.01)	0.94 (0.01)	0.75 (0.01)	-0.19*** (0.01)	0.265
Horas trabajadas	11,323	60.75	$44.13^{'}$	-16.62***	55.14	38.38	-16.76***	0.962
Ocupación elemental	9,885	$(0.65) \\ 0.35$	$(0.80) \\ 0.35$	$(0.99) \\ -0.01$	(0.64) 0.33	$(0.90) \\ 0.35$	$(1.07) \\ 0.01$	0.456
Trabaja dependiente	9,872	$(0.01) \\ 0.79$	(0.01) 0.78	$(0.02) \\ -0.01$	$(0.02) \\ 0.69$	$(0.02) \\ 0.70$	$(0.02) \\ 0.01$	0.454
Ingreso por hora (log)	9,705	(0.01) 1.54	(0.01) 1.54	(0.02) -0.00	(0.01) 1.72	(0.02) 1.60	(0.02) $-0.12***$	0.001
ingreso por nora (log)	3,703	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.03)	0.001

Nota: Ocupación elemental definida a partir de el Código Nacional de Ocupaciones (CNO-2015). Consideramos el trabajo como tiempo parcial si trabajó menos de 30 horas. Asteriscos denotan significancia de los resultados a tres niveles: * $10\,\%$ ** $5\,\%$ *** $1\,\%$. Errores ajustados por diseño muestral entre paréntesis.

Tabla A4: Descomposición KBO en cortes transversales

	2	018	2022		
	Parte explicada	Parte no explicada	Parte explicada	Parte no explicada	
$\log({\rm Ingresos~por~hora})$	(1)	(2)	(3)	(4)	
Total	0.014 (0.013)	-0.011 (0.019)	0.001 (0.020)	0.115*** (0.028)	
Contribuciones individuales					
Características del empleo	0.023** (0.011)	0.002 (0.040)	$0.005 \\ (0.020)$	0.097 (0.060)	
Otras variables	$-0.009** \\ (0.004)$	-0.013 (0.044)	-0.004 (0.006)	0.018 (0.061)	

Nota: Errores estándar estimados por bootstrap entre paréntesis.

Tabla A5: Descomposición del cambio en brecha de género en ingresos por hora (Heckman)

	Efecto dotación	Interacción de género	Interacción de tiempo	Efecto coeficiente
$\log({\rm Ingresos~por~hora})$	(1)	(2)	(3)	(4)
Total	-0.022 (0.017)	-0.061 (0.038)	0.006 (0.017)	0.283*** (0.096)
Contribuciones individuales				
Características del empleo	-0.018 (0.016)	-0.010 (0.015)	-0.004 (0.016)	$0.105 \\ (0.065)$
Otras variables	-0.004 (0.005)	-0.050 (0.032)	0.010 (0.008)	0.177 (0.121)
Selectividad		_	094 076)	

Nota: 9705 observaciones. Características del empleo incluyen ocucupación, industria y tamaño de la empresa. Asteriscos denotan significancia de los resultados a tres niveles: * 10% *** 5% **** 1%. Errores estándar estimados por bootstrapping entre paréntesis.

Tabla A6: Descomposición del cambio en brecha de género en ingresos por hora (IPW)

	Efecto dotación	Interacción de género	Interacción de tiempo	Efecto coeficiente
$\log({\rm Ingresos~por~hora})$	(1)	(2)	(3)	(4)
Total	-0.039** (0.017)	-0.030 (0.033)	0.008 (0.016)	0.208*** (0.041)
Contribuciones individuales				
Características del empleo	$-0.031** \\ (0.016)$	-0.003 (0.015)	0.002 (0.016)	0.110* (0.065)
Otras variables	-0.008* (0.004)	-0.027 (0.027)	0.006 (0.007)	0.099 (0.076)

Nota: 9705 observaciones. Características del empleo incluyen ocucupación, industria y tamaño de la empresa. Asteriscos denotan significancia de los resultados a tres niveles: * $10\,\%$ *** $5\,\%$ **** $1\,\%$. Errores estándar estimados por bootstrapping entre paréntesis.

Tabla A7: Descomposición del cambio en brecha de género en ingresos por hora (Emparejamiento ocupacional)

	Efecto dotación	Interacción de género	Interacción de tiempo	Efecto coeficiente
$\log({\rm Ingresos~por~hora})$	(1)	(2)	(3)	(4)
Total	-0.019 (0.016)	-0.045 (0.035)	-0.002 (0.017)	0.179*** (0.039)
Contribuciones individuales				
Características del empleo	-0.019 (0.015)	-0.012 (0.016)	-0.011 (0.017)	0.114* (0.065)
Emparejamiento ocupacional	0.002 (0.006)	-0.000 (0.006)	-0.004 (0.007)	-0.030* (0.016)
Otras variables	-0.002 (0.004)	-0.033 (0.029)	0.013** (0.006)	0.095 (0.078)

Nota: Errores estándar estimados por bootstrap entre paréntesis.

Tabla A8: Descomposición del cambio en brecha de género en ingresos por hora (ENAHO)

	Efecto dotación	Interacción de género	Interacción de tiempo	Efecto coeficiente
	(1)	(2)	(3)	(4)
Total	$0.018 \\ (0.015)$	0.013* (0.008)	-0.005 (0.012)	-0.009 (0.018)
Contribuciones individuales				
Características del empleo	0.024** (0.011)	0.012 (0.008)	-0.003 (0.011)	-0.218*** (0.077)
Otras variables	-0.006 (0.007)	$0.001 \\ (0.002)$	-0.003 (0.003)	0.209*** (0.076)

Nota: Errores estándar estimados por bootstrap entre paréntesis.