

# La brecha salarial de clase en ocupaciones destacadas del Perú

*The Class Pay Gap in Prominent Occupations in Peru*

**Mauricio Rentería y Saúl Elguera**

## Palabras clave

- Brecha salarial de clase
- Desigualdades de clase
  - Origen social
  - Educación de élite
  - Perú

## Key words

- Class Pay Gap
- Class Inequality
  - Social Background
  - Elite Education
  - Peru

## Resumen

Este artículo busca contribuir al estudio sobre brechas salariales en la región latinoamericana, enfocándose en diferencias basadas en la clase social. A partir del análisis de encuestas de hogares, este estudio indaga las diferencias salariales de las personas que se desempeñan en las ocupaciones más destacadas en el Perú. Se muestra que el origen social determina diferencias significativas en las remuneraciones de los sectores de más altos ingresos. Asimismo, el artículo demuestra que solo un 44 % de la brecha salarial de origen social puede ser explicada por características observables de las personas de la clase dominante. La educación y, en particular, el tipo de institución donde se cursó la educación superior surge como el atributo más importante para comprender la diferencia salarial de clase.

## Abstract

This article seeks to contribute to the study of pay gaps in Latin America, focusing on differences based on social class. Using household surveys, salary differences between individuals working in the most prominent occupations in Peru are analyzed. It is found that social origin determines significant differences in remuneration in the highest income sectors. It is also seen that only 44 % of the pay disparity originating from social background can be explained by observable traits of individuals from the dominant class. Education, specifically, the type of higher education institution attended, emerges as the most relevant factor in understanding the class pay gap.

## Cómo citar

Rentería, Mauricio; Elguera, Saúl (2025). «La brecha salarial de clase en ocupaciones destacadas del Perú». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 189: 109-130. (doi: 10.5477/cis/reis.189.109-130)

La versión en inglés de este artículo puede consultarse en <http://reis.cis.es>

**Mauricio Rentería:** The University of Manchester | [mauricio.renteriagonzales@manchester.ac.uk](mailto:mauricio.renteriagonzales@manchester.ac.uk)

**Saúl Elguera:** Instituto de Estudios Peruanos | [selguera@iep.org.pe](mailto:selguera@iep.org.pe)



## INTRODUCCIÓN

Las brechas salariales entre grupos han cobrado mucha atención por parte de investigadores interesados en el estudio de la desigualdad. Parte del atractivo de estas mediciones deriva en que, por ejemplo, si bien los estudios de movilidad social permiten conocer las barreras estructurales de acceso a posiciones destacadas, el salario constituye tal vez el mejor indicador de progresión dentro de diferentes campos (Friedman y Laurison, 2019). Es decir, a pesar de que las brechas de acceso a las ocupaciones mejor remuneradas pueden haberse cerrado para diferentes segmentos, ello no equivale a suponer que dentro del entorno laboral los factores estructurales de desigualdad no persistan.

Si se echa un vistazo a la producción académica alrededor del mundo y, en específico, de la región latinoamericana, salta a la vista que el grueso de la literatura sobre brechas salariales se concentra en las diferencias, primero, por género y, luego, por etnicidad (Polachek y Xiang, 2021). Si bien estudios recientes muestran la persistencia de enormes brechas de clase en América Latina y en el Perú (Álvarez, 2019; Benavides, 2004; Piovani y Salvia, 2018; Rentería y Zárate, 2022), aún son escasos los que profundizan en esta dimensión de desigualdad (Núñez y Gutiérrez, 2004; Toro, 2021).

Este artículo busca contribuir al estudio sobre brechas salariales en Latinoamérica enfocándose en diferencias basadas en el origen social. Siguiendo la propuesta de la «brecha salarial de clase» diseñada por Friedman y Laurison (2019; Laurison y Friedman, 2016) y el esquema de clases de Rentería y Zárate (2022), se analiza las diferencias salariales de las personas que se desempeñan en las ocupaciones más destacadas en el Perú, es decir, que pertenecen a la «clase dominante». Se muestra cómo el origen social se relaciona con di-

ferencias significativas en las remuneraciones de los sectores de más altos ingresos. Asimismo, el artículo demuestra que solo un 44 % de la brecha salarial de origen social puede ser explicada por características observables de las personas de la clase dominante. La educación y, en particular, el tipo de institución donde se cursó la educación superior surge como el atributo más importante para comprender la diferencia salarial de clase.

## LA DESIGUALDAD COMO BRECHA SALARIAL

La investigación sobre brechas salariales en Latinoamérica y España suele concentrarse en la desigualdad de género. América Latina no solo es la región más desigual en el mundo, sino que, de manera persistente, ha mostrado una elevada brecha de ingresos entre mujeres y hombres (Psacharopoulos y Tzannatos, 1992). En buena medida, estas diferencias se deben a la subrepresentación de mujeres en el mercado laboral y, en particular, en las ocupaciones mejor remuneradas (Ortiz-Ospina, Hasell y Roser, 2018). A pesar de que en los últimos años las desigualdades educativas de género en América Latina y el Caribe muestran una reducción significativa, la brecha de ingresos persiste.

Como muestra Ñopo (2012), las mujeres reciben menores salarios que los hombres en los mismos trabajos, incluso con la misma edad y años de educación. Según Perticará y Tejada (2021), de todos los posibles factores que inciden en la brecha salarial de género en la región, la discriminación es el único que afecta de manera consistente a las mujeres. Por otro lado, la literatura sobre el caso español muestra un panorama comparable con la mayoría de los estudios sobre brechas salariales enfocados en diferencias de género y que revelan su persistencia a largo de las últimas

décadas (Anghel, Conde-Ruiz y Artíñano, 2019).

Además de la desigualdad de género, la raza y etnicidad han cobrado mucha atención para los estudiosos interesados en medir brechas salariales entre grupos. La literatura sobre brechas salariales étnico-raciales en América Latina presenta un escenario en donde la discriminación y la desigualdad estructural determinan significativamente las ventajas y desventajas de grupos en los extremos, en particular aquellas categorías sobrerrepresentadas en los extremos inferior y superior de la estructura social: la población indígena y afrodescendiente, por un lado, y aquellos identificados como blancos, por el otro (Hall y Patrinos, 2012; Scarpetta, 2020). Si en el Perú los indígenas y la población afrodescendiente son los segmentos más rezagados en cuanto a sus niveles de ingreso en comparación con el resto, la población identificada como blanca tiende a mostrar los ingresos más elevados (Ñopo, 2004; Ñopo, Saavedra y Torero, 2004: 17-18).

Otro factor, que diferentes estudios han mostrado como consistentemente significativo en la predicción de brechas salariales, es la educación y su relación con el origen social de las personas (Arias, Yamada y Tejerina, 2004; Gregg *et al.*, 2017; Toro, 2021). En línea con los clásicos estudios sociológicos sobre «reproducción social» mediada por la educación (Bourdieu y Passeron, 2009; Willis, 1977), esta literatura muestra que las ventajas asociadas a la clase de origen, o el origen social, afectan las oportunidades educativas de las personas y, con ello, resultan en diferencias salariales entre los individuos. Más allá de determinar diferentes probabilidades del logro educativo y el acceso a la educación superior, estos estudios muestran que las diferencias de origen de clase impactan en la trayectoria educativa misma, lo cual contradice las ideas sobre el supuesto efecto igualador de la educación. Por ejemplo,

Marteleteo y Andrade (2014) muestran que los recursos culturales de los hogares, esto es, su «capital cultural», predice las brechas de rendimiento de adolescentes en ciencias, lectura y matemáticas en Brasil<sup>1</sup>.

Asimismo, estudios muestran que, más allá de las diferencias en el nivel educativo alcanzado, el tipo de educación, tanto a nivel básico como superior, produce brechas salariales entre las personas (Clark y Bono, 2016; Estrada y Gignoux, 2017; Sullivan *et al.*, 2018). Estos estudios indican que los graduados de instituciones educativas de élite tienen significativamente más oportunidades de acceder a las ocupaciones más prestigiosas y mejor remuneradas.

Aunque el logro educativo y el tipo de instituciones educativas explican buena parte de la brecha salarial entre personas provenientes de diferentes orígenes sociales, estas suelen perseverar en el tiempo. Esto se verifica en los estudios recientes enfocados en las brechas salariales de clase. Con base en el análisis de encuestas de empleo en el Reino Unido, Friedman y Laurison (2017, 2019) muestran que el origen social constituye un factor determinante en el salario de las personas en las ocupaciones más prestigiosas: quienes provienen de hogares de clase trabajadora obtienen ingresos anuales significativamente menores que sus pares privilegiados. Si bien, como muestran Fang y Tilcsik (2022) para el caso estadounidense, parte importante de la brecha salarial de clase se debe a la segregación ocupacional (*occupational sorting*) entre personas más y menos privilegiadas en determinadas industrias y trabajos, los estudios de Friedman y Laurison demuestran que incluso para las mismas ocupaciones, y considerando una serie de

<sup>1</sup> Este estudio mide el capital cultural de los estudiantes, basado en un índice compuesto por la posesión de obras de arte y cantidad de libros de literatura (Marteleteo y Andrade, 2014: 21).

factores sociodemográficos, las brechas de origen social se mantienen.

En Latinoamérica y España los estudios sobre la brecha salarial de clase aún son escasos, los antecedentes sobre el caso chileno y mexicano sugieren procesos similares a los del norte global: la clase de origen tiene un efecto independiente en las remuneraciones, controlando por diferentes variables sociodemográficas (Núñez y Gutiérrez, 2004; Toro, 2021). Para el caso español, la literatura muestra resultados divergentes. Mientras que los estudios de Carabaña y de la Fuente (2015) y Fachelli, Torrents y Navarro-Cendejas (2014) determinan que el origen social no influye en las remuneraciones de graduados universitarios, Bernardi y Ares (2017) evidencian que esto es sustancial. Hasta donde se sabe, para el caso peruano no hay estudios centrados en la medición de brechas salariales basadas en la clase u origen social. Este artículo busca precisamente contribuir a llenar este vacío en la literatura de la región.

## HIPÓTESIS

Como se ha observado, la literatura brinda una visión detallada de los diversos factores que contribuyen a las diferencias salariales entre grupos. Un punto común en estos estudios es que, en general, estas disparidades se replican en distintos estratos de la sociedad y en diferentes sectores laborales. Siguiendo esta línea, este estudio investiga cómo ciertas formas de desigualdad se reflejan en las discrepancias salariales, a través de un enfoque interseccional.

No obstante, es importante reconocer, como argumentan Rubery y Hebson (2018), que un enfoque interseccional puede tener una inclinación hacia la priorización de ciertas desigualdades sobre otras. Aunque este artículo reporta algunos resultados relevantes sobre las brechas de género, étnicas, raciales y territoriales, se enfoca especial-

mente en la brecha salarial de clase en el contexto peruano. En este sentido, el principal objetivo de este estudio es determinar la magnitud de la brecha salarial de clase en Perú. En segundo lugar, busca examinar en qué medida el nivel educativo contribuye a explicar esta brecha. Para abordar esta cuestión, se formulan las siguientes hipótesis:

H1: las personas de la clase dominante de Perú, provenientes de un origen social no privilegiado, obtienen una remuneración menor que quienes provienen de un origen social privilegiado, controlando por factores sociodemográficos y otros factores estándar.

H2: los factores educativos y, en particular, el tipo de universidad de egreso explican significativamente la brecha salarial de clase de las personas de la clase dominante de Perú.

## DATOS Y METODOLOGÍA

Los datos utilizados para el estudio provienen de combinar la información de siete años (2015-2021) de los módulos de Educación, Empleo e Ingresos, Gobernabilidad, Democracia y Transparencia; y Sumaria de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH)<sup>2</sup> de Perú. La unión de los datos fue necesaria para contar con un tamaño de muestra adecuado. La unidad de análisis de la investigación son los jefes de hogar, debido a que solo a ellos se les consulta por el logro educativo de sus padres y madres<sup>3</sup>.

<sup>2</sup> Esta encuesta es una fuente estadística tradicionalmente empleada para obtener información sociodemográfica y económica de los hogares peruanos. La muestra de la encuesta es del tipo probabilística, de áreas, estratificada, multietápica e independiente en cada ámbito de estudio. Es representativa en los ámbitos departamental y nacional, así como en los ámbitos urbano y rural.

<sup>3</sup> La información del logro educativo del padre y la madre del jefe de hogar es recolectada a través de la pre-

Esta información es de interés para el trabajo, dado que es la única que proporciona una forma de aproximación al origen social de los individuos. Emplear a la educación de los padres como una *proxy* de la procedencia social está justificado en buena parte de la literatura de movilidad intergeneracional (Black y Deveraux, 2010; Bukodi y Goldthorpe, 2013; Neidhöfer, Serrano y Gasparini, 2018).

La asignación del tipo de procedencia social de los jefes de hogar se realiza a través de un procedimiento de dos pasos, en primer lugar, se compara el nivel educativo del padre y la madre del líder de hogar y se selecciona la información de aquel que cuente con el mayor grado educacional alcanzado, por ejemplo, si el padre logró culminar la educación secundaria y la madre registra educación superior universitaria completa, se selecciona la información de la madre. Luego de esto, se cataloga al jefe hogar como de origen social no privilegiado si el nivel educativo resultante del paso anterior se encuentra entre las escalas de sin nivel educativo y secundaria completa, en el restante de casos, se le considera como de origen social privilegiado. Este mecanismo de asignación permite maximizar la cantidad de casos por analizar<sup>4</sup>.

Por otro lado, es necesario conocer la actual posición de clase de los jefes de hogar, para ello se emplea la división de clases sociales de Rentería y Zárate (2022).

---

gunta *¿Cuál fue el nivel de estudios alcanzado por su padre (madre)?*, cuyas opciones de respuesta son: sin nivel educativo, primaria incompleta, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, superior no universitaria incompleta, superior no universitaria completa, superior universitaria incompleta y superior universitaria completa.

<sup>4</sup> Asimismo, no es una preocupación que este procedimiento sesgue los resultados finales dado que, al hacer dos ensayos de este proceso, el primero solo con la información del padre y el segundo solo con la información de la madre, y completando la metodología propuesta, se obtienen estimaciones estadísticamente similares de la brecha salarial de clase (véase figura A1).

Desde un enfoque bourdieiano, los autores definen cuatro clases sociales para el contexto peruano: clase dominante, clase intermedia, clase trabajadora y trabajadores del campo. Dado los objetivos del estudio, la clase dominante es la categoría social de interés. En este esquema de clases sociales, la clase dominante está asociada a las personas en ocupaciones destacadas en diferentes campos, como directores de empresas, médicos, abogados o profesores universitarios. En tal sentido, la pertenencia a la clase dominante es equivalente a estar ocupado en posiciones socialmente destacadas y que, como muestran Rentería y Zárate (2022), poseen dotaciones de capital económico y cultural bastante mayores que el resto de la población.

Con base en lo mencionado antes, es posible seleccionar a los jefes de hogar de la clase dominante y estudiar en este grupo la brecha salarial provocada por su cuna social (privilegiada y no privilegiada). Dado que se propone investigar las diferencias en los ingresos laborales, el análisis se restringe a aquellos que se encuentren activos en el mercado laboral y dentro de un rango de edad de 25 a 65 años. El marco muestral del trabajo comprende a 5612 jefes de hogar de la clase dominante. Las características sociodemográficas de estos líderes muestran que la mayoría de ellos tienen entre 45 y 54 años, están casados o tienen pareja, y muchos han alcanzado la educación superior, graduándose de una universidad estándar. Además, gran parte de los encuestados son hombres, mestizos, hablan castellano, trabajan en la economía formal y viven en áreas urbanas fuera del departamento de Lima. El nivel educativo más alto alcanzado por algunos de los padres de los jefes de hogar es, en buena parte, la secundaria completa.

Para la comprobación de la primera hipótesis de trabajo, inicialmente se estima la brecha salarial de origen social sin considerar ningún control, esta se calcula como

la diferencia del ingreso mensual promedio por motivo laboral entre los jefes de hogar de la clase dominante que provienen de un origen privilegiado y los que cuentan con un origen no privilegiado.

Posteriormente, a través de cuatro regresiones lineales múltiples cuya variable dependiente es la versión logarítmica del ingreso laboral mensual (véase tabla 1), se calcula como varía la magnitud de esta brecha, considerando, de manera secuencial, potenciales fuentes de desigualdad salarial. Este procedimiento se realiza para comprobar que, a pesar de controlar por diferentes factores, persiste la brecha salarial de clase. En todas las regresiones se sigue la siguiente especificación:

$$w_i = \overline{\text{OS}}_i \beta + x_i' \theta + \epsilon_i$$

Donde  $w_i$  es la variable endógena o dependiente y representa el logaritmo del ingreso mensual proveniente del trabajo de los jefes de hogar de ocupaciones destacadas (clase dominante);  $\overline{\text{OS}}_i$  es la variable independiente de interés y denota al origen social del jefe de hogar, construida a partir del nivel educativo más alto alcanzado por alguno de los padres del jefe de hogar y operacionalizada como una variable binomial, que tomará el valor de 0 si alguno de los padres del jefe de hogar contaba con educación superior (origen privilegiado) y 1 en caso contrario (origen no privilegiado). La magnitud de  $\beta$  puede ser interpretada como la brecha salarial de origen social.  $x_i'$  es un vector de variables explicativas que incluyen a los antecedentes educativos del jefe de hogar: años de educación, tipo de centro educativo al que acudió y prestigio de la universidad de donde egresó; indicadores de capital humano: años de experiencia y total de horas laboradas durante la semana y medidas del contexto laboral: tamaño de la empresa donde labora, tipo de ocupación que realiza y situación de formalidad. Por

otra parte, se consideran como controles demográficos a las siguientes variables: edad, sexo, autoidentificación étnica, idioma materno, área de residencia y si vive en o fuera de Lima.  $\epsilon_i$  es el término error del modelo.

Por otro lado, para verificar que los antecedentes educativos y, en especial, el tipo de universidad en donde se estudió son elementos sustantivos para explicar la brecha salarial de clase se emplea la descomposición salarial de Oaxaca – Blinder (Blinder, 1973). Aunque esta descomposición no representa un análisis causal, permite estimar qué parte del diferencial de una variable de resultado, entre un grupo A y otro B se debe a características observables y no observables (Castillo, 2011). En términos matemáticos y en el contexto del problema de estudio, lo anterior se puede expresar como:

$$D = E(Y_A) - E(Y_B)$$

Donde  $E(Y_A)$  y  $E(Y_B)$  representan el valor esperado del logaritmo del ingreso laboral mensual de los jefes de hogar de la clase dominante de origen privilegiado y no privilegiado, respectivamente, y son calculados mediante una regresión lineal en donde las variables independientes corresponden a las características observables de los jefes de hogar; por otro lado,  $(D)$  denota la diferencia salarial de clase. En la investigación, se sigue el enfoque *twofold decomposition* del método de Oaxaca – Blinder para descomponer la diferencia salarial  $(D)$ . Como resultado del procedimiento, se obtiene una dimensión explicada y otra no explicada de la brecha salarial (Jann, 2008). En la primera dimensión se encuentra el aporte explicativo de cada característica observable como, por ejemplo, el tipo de institución donde se cursó la educación terciaria en la brecha salarial de clase.

Asimismo, para eliminar el sesgo de selección de este procedimiento se realizará una corrección de Heckman en la estima-

ción. De manera general, este proceso consiste en estimar preliminarmente una ecuación de participación laboral para cada uno de los grupos que se comparan en la descomposición de Oaxaca – Blinder e incorporar estos resultados en las ecuaciones de ingresos que se estiman en el método de descomposición salarial (Zamora, 2013). Las variables utilizadas en la ecuación de participación laboral fueron: número de hijos, años de educación y años de experiencia laboral. Este y todos los análisis estadísticos fueron realizados con el paquete estadístico STATA 16 (StataCorp, 2019).

## RESULTADOS

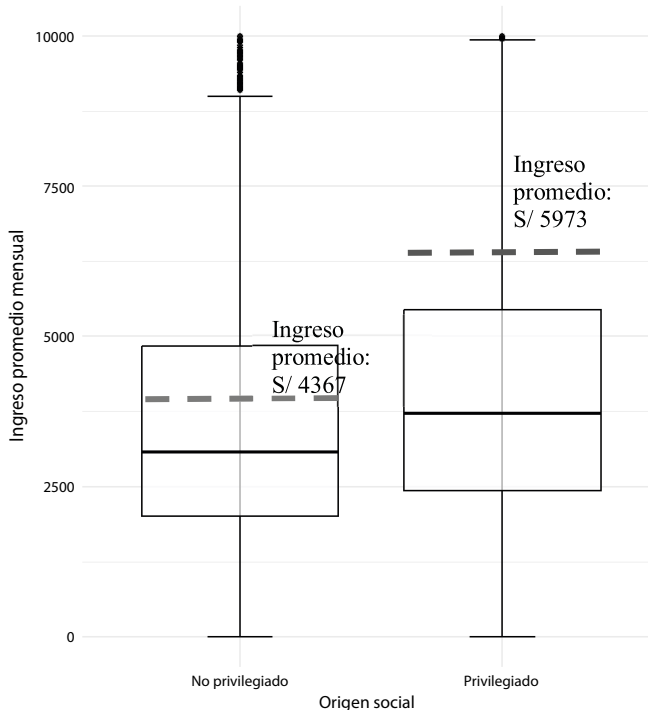
La figura 1 presenta una primera aproximación a los objetivos del artículo. Aquí se

muestra que entre los jefes de hogar que se ubican dentro de las ocupaciones más destacadas (clase dominante) existe una diferencia salarial basada en su origen social. Se observa que los jefes de hogar que provienen de un origen privilegiado ganan, en promedio, 1600 soles más que aquellos de procedencia social no privilegiada.

Aunque está marcada disparidad proporciona información sobre la relevancia del origen social en la trayectoria futura, no constituye una justificación completa para afirmar que la brecha salarial observada se debe únicamente a la clase social. Hay otros factores, como el género, las diferencias étnico-raciales, el historial educativo, etc. que pueden explicar esta disparidad de ingresos.

Precisamente, para controlar estas diferencias se analiza cómo evoluciona la bre-

**FIGURA 1.** Ingreso mensual promedio proveniente del trabajo, según origen social (soles)



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la ENAHO.

cha salarial de clase si se tiene en cuenta diversas fuentes de desigualdad de ingresos. Los resultados de este análisis se encuentran en la tabla 1, en donde se muestra una serie de regresiones lineales anidadas que controlan por cuatro conjuntos que se identifican como motivadores de las disparidades salariales.

En el modelo base se considera a los principales sociodemográficos. El modelo 2, agrega medidas de antecedentes educativos. El modelo 3, añade indicadores de capital humano. El último modelo adiciona medidas sobre el contexto laboral. Cabe destacar que la elección de estos diferenciadores del ingreso se sustenta en la literatura de brechas salariales revisada y detallada al inicio del documento.

Como se puede apreciar en la tabla 1, aun controlando por todas estas variables, la brecha salarial de clase persiste en los jefes de hogar de la clase dominante. En específico, en el modelo 4, con todos los controles incluidos, el coeficiente asociado al origen social es estadísticamente significativo<sup>5</sup>. Según este modelo, los jefes de hogar de posiciones socialmente destacadas que provienen de una cuna social privilegiada ganan, en promedio, 907 soles más que aquellos cuya procedencia social es no privilegiada.

Asimismo, si se observa, en el modelo 4, los factores sociodemográficos, por lo general considerados por los estudios de desigualdad como fuentes de brecha salarial: el género, las diferencias territoriales y lo étnico racial, se pueden obtener re-

sultados relevantes. Según este modelo, el género es una variable estadísticamente importante para determinar los ingresos laborales. Se estima que las jefas de hogar de la clase dominante, manteniendo constante todas las potenciales fuentes de desigualdad, reciben un ingreso laboral mensual promedio de 835 soles menos que sus contrapartes masculinas. En términos territoriales, conservando inalterados los múltiples orígenes de la inequidad salarial, los que viven fuera de Lima (o en el área rural) reciben un ingreso bastante menor que aquellos que residen en el departamento capitalino (o en el área urbana). Resulta llamativo los resultados referidos a lo étnico racial, se observa que las características étnicas no resultan significativas para comprender las diferencias de ingresos de los líderes de hogar de la clase dominante.

Según el modelo 4, los factores sociodemográficos por sí mismos no explican, en su totalidad, las diferencias salariales de la clase dominante. Los antecedentes educativos, como el centro educativo y el establecimiento de educación superior de procedencia (diferenciado por el prestigio de la universidad), resultan elementos relevantes para el análisis. En particular, el lugar donde se cursa la educación terciaria es un atributo muy importante. Los jefes de hogar de la clase dominante que proceden de universidades (públicas o privadas) catalogadas como prestigiosas perciben un ingreso laboral significativamente mayor que aquellos que provienen de otras instituciones.

Con la finalidad de detallar cómo se relaciona la universidad de procedencia con la brecha de clase, se estima el ingreso laboral mensual, según el centro de educación superior de egreso y el origen social. Los resultados de este cálculo se muestran en la figura 2, en donde se observa que la brecha salarial de origen social se mantiene indiferentemente del establecimiento de educación superior del cual se egresa. Si bien esta brecha se contrae en el caso

<sup>5</sup> Este modelo cumple los supuestos básicos de un modelo de regresión lineal múltiple. La multicolinealidad es baja. Los factores de inflación de la varianza (FIV) de las variables independientes son, en su mayoría, menores a diez, además el FIV promedio del modelo es 8,12 (véase tabla A3). El problema de heterocedasticidad de los residuos del modelo se corrige estimando, de forma robusta, la matriz de varianzas y covarianzas de los errores. Los residuos siguen una distribución normal (véase figura A2).



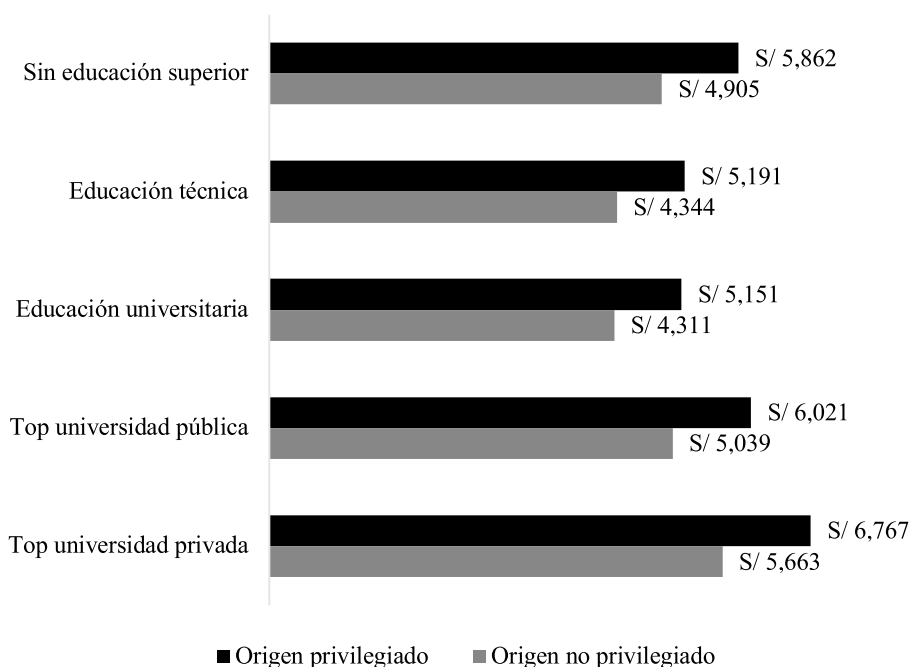
**TABLA 1.** Modelos de regresión de los ingresos salariales

|   | Modelo 1                    | Modelo 2                                     | Modelo 3                            | Modelo 4                                    |
|---|-----------------------------|--|-------------------------------------|---|
|   | Solo controles demográficos | Añadiendo medidas de antecedentes educativos | Añadiendo medidas de capital humano | Añadiendo medidas sobre el contexto laboral |
| Brecha salarial de clase estimada                 | S/1387                      | S/959  | S/951                               | S/907                                       |
| Variables independientes                          |                             |  |                                     |   |
| <i>Origen no privilegiado</i>                     | -0,266***                   | -0,187***                                    | -0,186***                           | -0,178***                                   |
| <i>Sociodemográficos</i>                          |                             |  |                                     |   |
| Mujer   | -0,202***                   | -0,199***                                    | -0,188***                           | -0,175***                                   |
| Edad  | 0,066***                    | 0,056***                                     | 0,055***                            | 0,051***                                    |
| Edad (al cuadrado)                                | -0,001***                   | -0,001***                                    | -0,001***                           | -0,001***                                   |
| Con cónyuge                                       | 0,143***                    | 0,139**                                      | 0,126**                             | 0,078                                       |
| Autoidentificación étnica (vs. Blanco)            |                             |  |                                     |   |
| Mestizo   | 0,074                       | 0,064  | 0,077                               | 0,089                                       |
| Indígena  | 0,011                       | -0,001                                       | 0,028                               | 0,072                                       |
| Afroperuano                                       | 0,208                       | 0,249*                                       | 0,252*                              | 0,203                                       |
| Idioma materno (vs. Castellano)                   |                             |  |                                     |   |
| Lengua indígena                                   | -0,110                      | -0,078                                       | -0,059                              | -0,100                                      |
| Lengua extranjera                                 | 0,767**                     | 0,492*                                       | 0,435                               | 0,264                                       |
| Rural   | -0,346**                    | -0,259*                                      | -0,249*                             | -0,309***                                   |
| Reside en el departamento de Lima                 | 0,380***                    | 0,297***                                     | 0,289***                            | 0,231***                                    |
| <i>Educación</i>                                  |                             |  |                                     |   |
| Años de educación                                 |                             | 0,117***                                     | 0,116***                            | 0,080***                                    |
| Centro educativo privado                          |                             | -0,019                                       | -0,023                              | -0,015                                      |
| Tipo de universidad (vs. Educación universitaria) |                             |  |                                     |   |
| Sin educación superior                            |                             | 0,204  | 0,187                               | 0,129                                       |
| Educación técnica                                 |                             | 0,042  | 0,020                               | 0,008                                       |
| Top universidad privada                           |                             | 0,256***                                     | 0,263***                            | 0,273***                                    |
| Top universidad pública                           |                             | 0,152*                                       | 0,146*                              | 0,156*                                      |
| <i>Capital humano</i>                             |                             |  |                                     |   |
| Experiencia laboral                               |                             |  | 0,007                               | 0,010                                       |
| Experiencia laboral (al cuadrado)                 |                             |  | 0,000                               | 0,000                                       |
| Horas trabajadas a la semana                      |                             |  | 0,008***                            | 0,007***                                    |
| <i>Empleo</i>                                     |                             |  |                                     |   |
| Empleo informal                                   |                             |  |                                     | -0,312***                                   |
| Tamaño de empresa (vs. Microempresa)              |                             |  |                                     |   |
| Pequeña empresa                                   |                             |  |                                     | 0,420***                                    |
| Media y gran empresa                              |                             |  |                                     | 0,599***                                    |
| Ocupación (vs. Profesionales de alto nivel)       |                             |  |                                     |   |
| Élite económica                                   |                             |  |                                     | 0,313***                                    |
| Profesionales de las finanzas                     |                             |  |                                     | -0,078                                      |
| Élite cultural                                    |                             |  |                                     | -0,149***                                   |
| Técnicos  |                             |  |                                     | 0,111                                       |
| Constante   | 6,530***                    | 4,470***                                     | 4,174***                            | 4,701***                                    |
| N   | 3998                        | 3978   | 3978                                | 3970  |
| R2  | 0,140                       | 0,175  | 0,209                               | 0,358                                       |

*Nota:* \*p < 0,05; \*\*p<0,01; \*\*\*p< 0,001. Errores estándar robustos. La muestra seleccionada corresponde a los jefes de hogar de la clase dominante entre 25 y 65 años y activos en el mercado laboral. No se incluye a los jefes de hogar que respondieron: «Otro/No sabe» en la variable de autoidentificación étnica, «Sordomudo» en la variable de idioma materno y «No especificado» en la variable de tamaño de empresa. Se utilizan ponderadores muestrales para tener en cuenta el diseño complejo del muestreo. Variable dependiente en todos los modelos es el valor logarítmico del ingreso mensual proveniente del trabajo.

*Fuente:* Elaboración propia.

**FIGURA 2.** Ingreso laboral mensual estimado de los jefes de hogar de ocupaciones destacadas, según tipo de centro de educación superior de egreso y origen social



Fuente: Elaboración propia a partir del modelo 4 de la tabla 1.

de las universidades públicas y privadas más prestigiosas<sup>6</sup>, sigue resultando significativo con una diferencia de casi 980 soles para las primeras y de 1100 soles para las segundas. En tal sentido, se observa que, si bien el prestigio de la universidad donde se culmina la educación superior marca una diferencia sustancial en los ingresos laborales persiste las inequidades salariales de la procedencia social, lo cual representa un panorama poco alentador en cuanto al potencial igualador de la educación.

Adicionalmente a la educación, el modelo 4 señala la existencia de otros indicadores que explican las diferencias salariales de la clase dominante. Entre ellos se encuentran los ligados a lo que algunos de-

nominan capital humano individual<sup>7</sup> como, por ejemplo, el esfuerzo laboral (medido en número de horas trabajadas a la semana) o aquellos que muestran las diferencias propias de cada actividad remunerada. En este último grupo, se destaca la condición de formalidad del empleo, el tipo de empresa donde se trabaja y la ocupación principal en la que desempeña el jefe de hogar de la clase dominante.

En suma, el análisis demuestra que las condiciones demográficas, los antecedentes educativos, el capital humano individual y las características propias de cada trabajo son importantes para comprender el ingreso laboral de los jefes de hogar de

<sup>6</sup> Para revisar el listado de universidades privadas y públicas consideradas como prestigiosas puede revisarse la tabla A2 del anexo.

<sup>7</sup> Otro indicador de capital humano que se considera en las regresiones es el de la experiencia laboral (operacionalizada por los años de trabajo en la ocupación principal), sin embargo, este no resulta estadísticamente significativo.

la clase dominante y que, aun cuando se mantengan constantes, persiste la brecha salarial de origen social. Esto corrobora la primera hipótesis de este estudio.

Cabe destacar que la brecha salarial de género, al igual que la de clase, se mantiene, pudiendo ser ambas azuzadas por las diferencias territoriales. Es tal sentido, las brechas salariales presentan un escenario atravesado por un patrón de acumulación de desventajas. Otro punto relevante es la diferencia que ejerce, sobre el salario, el lugar donde se cursa la educación superior y, en particular, la reputación de la universidad de egreso. Los individuos analizados de las ocupaciones destacadas que egresan de universidades reconocidas y, en especial, de régimen privado perciben un ingreso laboral mayor que aquellos que proceden de otras universidades.

Por otro lado, se ha empleado la descomposición de Oaxaca – Blinder para analizar en qué medida la brecha salarial de clase esta explicada por las características observables de los jefes de hogar de la clase dominante. Este método estadístico permite descomponer la brecha salarial en dos componentes, uno explicado y otro no explicado (*twofold decomposition*). Mientras que el primero muestra qué tanto los atributos observables (como los sociodemográficos, educativos, de capital humano y contexto laboral) contribuyen a la brecha salarial de clase, el segundo proporciona la magnitud de diferencias basadas en factores no observables.

En la tabla 2, las estimaciones del método de Oaxaca – Blinder<sup>8</sup> determinan que la brecha salarial de clase, S/ 1191 (= S/4411,7-S/3220,7), representa el 37 % del ingreso mensual promedio de los jefes de hogar de origen no privilegiado (S/3220,7). Asimismo, si quienes provienen de un origen social no privilegiado tuviesen, en prome-

dio, las mismas características observables que sus contrapartes de origen privilegiado, su ingreso laboral se incrementaría en casi 15 % de lo que se estima en promedio.

Sin embargo, el restante 19 % es necesario para que se igualen los salarios entre los que se movilizaron ascendentemente (los que provienen de un origen no privilegiado) y los que se mantuvieron estables en la escala social (los que provienen de un origen privilegiado) solo podría ser alcanzado si no existieran los atributos no observables o, como es considerado de forma tradicional por la literatura, no debería de persistir una situación de discriminación entre estos dos grupos.

La descomposición de Oaxaca – Blinder también permite visualizar que las características medibles y observables de los jefes de hogar de la clase dominantes, en general, explican un 44 % de la brecha salarial de clase. El restante 56 % de la diferencia salarial se puede atribuir a factores ligados a formas de discriminación de clase.

Dentro de los factores medibles que contribuyen a explicar la brecha salarial de clase, los relacionados a la educación son los más importantes. En otras palabras, si los antecedentes educativos de los que ascendieron de clase social fuesen similares a los que se mantuvieron estables en la clase social dominante la brecha salarial de clase se reduciría en 21 %. En particular, el tipo de universidad de donde se egresa resulta la característica educativa que más incide en la brecha salarial. Si los jefes de hogar de origen social menos privilegiado egresaran de la misma universidad que sus contrapartes de origen más privilegiado la brecha salarial de clase se reduciría en 14 %. Estos resultados permiten comprobar la segunda hipótesis del estudio.

Otro elemento igual de importante para comprender las discrepancias de ingresos es el de residir en Lima, lo cual hace que la diferencia de salarios mensuales entre los miembros de la clase dominante de origen

<sup>8</sup> Para el cálculo de la descomposición de Oaxaca – Blinder se consideraron los mismos regresores del modelo 4 de la tabla 1.

**TABLA 2.** Descomposición de Oaxaca – Blinder

| General  | Valores en logaritmos             | Valores exponenciales             | P>t         |
|--|-----------------------------------|-----------------------------------|-------------|
| Origen privilegiado  | 8,391                             | S/4411,7                          | 0,00        |
| Origen no privilegiado   | 8,078                             | S/3220,7                          | 0,00        |
| Diferencia   | 0,313                             | 136,97 %                          | 0,00        |
| Explicada  | 0,136                             | 114,59 %                          | 0,00        |
| No explicada   | 0,178                             | 119,53 %                          | 0,00        |
| Explicada  | Contribución a la brecha salarial | Porcentaje de la brecha explicado | P>t         |
| Sociodemográficos  |                                   | 13,4 %                            |             |
| Mujer  | -0,008                            | -2,6 %                            | 0,00        |
| Edad y edad al cuadrado  | -0,001                            | -0,3 %                            | 0,93        |
| Con pareja   | -0,002                            | -0,8 %                            | 0,07        |
| Etnicidad  | -0,002                            | -0,5 %                            | 0,60        |
| Idioma materno   | 0,007                             | 2,3 %                             | 0,27        |
| Rural  | 0,004                             | 1,2 %                             | 0,00        |
| <b>Lima</b>  | <b>0,044</b>                      | <b>14,1 %</b>                     | <b>0,00</b> |
| Medidas educativas   |                                   | 21,3 %                            |             |
| Años de educación  | 0,024                             | 7,7 %                             | 0,00        |
| Centro de estudios particular  | -0,002                            | -0,6 %                            | 0,63        |
| <b>Tipo de universidad</b>   | <b>0,045</b>                      | <b>14,2 %</b>                     | <b>0,00</b> |
| Medidas de capital humano  |                                   | -0,4 %                            |             |
| Experiencia y experiencia al cuadrado  | -0,010                            | -3,1 %                            | 0,05        |
| Horas trabajadas a la semana   | 0,009                             | 2,7 %                             | 0,00        |
| Contexto laboral   |                                   | 9,1 %                             |             |
| <b>Tamaño de empresa</b>   | <b>0,019</b>                      | <b>6,0 %</b>                      | <b>0,00</b> |
| Informalidad   | 0,007                             | 2,4 %                             | 0,00        |
| Ocupación  | 0,002                             | 0,7 %                             | 0,00        |
| <b>Porcentaje total de la brecha salarial de clase explicado por características observables</b> |                                   | <b>43,5 %</b>                     |             |

Nota: En la estimación de método de descomposición se aplicó la corrección de Heckman para eliminar el sesgo de selección.

Fuente: Elaboración propia.

privilegiado y no privilegiado se contraiga en 14 %. Finalmente, se destaca el tipo de empresa donde se labora: si los grupos comparados trabajasen en una empresa de igual tamaño se reduciría en un 6 % la brecha salarial de clase.

## DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Las brechas salariales han cobrado atención dentro y fuera de la Academia por su relevancia en los debates sobre meritocracia, privilegio y discriminación. Los resulta-

dos de este artículo demuestran que esta atención es imprescindible si se quiere obtener un panorama completo de las formas en que opera la reproducción de asimetrías.

Para determinar la magnitud de la brecha salarial de clase se analiza, en primer lugar, si es que factores usualmente asociados a diferencias de ingreso en la literatura pueden neutralizarla. De estos, un factor que ejerce un efecto independiente e importante es el género. En consonancia con la literatura sobre desigualdad de género en la región, este estudio muestra que en las ocupaciones más destacadas las remunera-

ciones de las mujeres son bastante menores que las de los hombres. Si bien en otros estudios se encuentra que la brecha salarial de género es sensible a factores como diferencias educativas, industria, ocupación y horas trabajadas entre mujeres y hombres (Emerek, 2017; Hirsch, König y Möller, 2013; Ñopo, 2004), no existe control posible que pueda neutralizar esta brecha.

Otro factor que incide significativamente en las diferencias de ingresos es el territorio. El fenómeno del centralismo histórico del Perú (Contreras, 2000) se traduce en la sobrerrepresentación de las ocupaciones más destacadas en Lima: 61 % de las ocupaciones que reúne la clase dominante se ubican en la ciudad capital, con 76 % para el caso de directores y gerentes de empresas (Rentería y Zárate, 2022). Pero este estudio muestra que a ello hay que agregar que es aquí también en donde se concentran los mayores ingresos para estas ocupaciones.

Asimismo, la educación es también otro factor que muestra una incidencia importante en la magnitud de la brecha salarial de clase. Como se ha visto, tanto en las regresiones como en la descomposición de Oaxaca – Blinder, ello no equivale solo a que personas de un origen privilegiado y sus contrapartes alcancen un nivel educativo similar, sino que el tipo de institución de educación superior de la que egresan resulta fundamental (Sullivan *et al.*, 2018; Zimmerman, 2019). Como se muestra en la figura 2, los egresados de universidades top, más aún en el caso de las privadas, obtienen una remuneración significativamente mayor que sus contrapartes en las demás instituciones superiores del país.

Estos resultados deben ser interpretados a la luz de los factores que caracterizan el sistema universitario peruano (Cuenca, Reátegui y Oré, 2019). No solo quienes provienen de un origen social menos privilegiado tienen menos posibilidades de

acceder a la educación superior, sino que la gran segregación de instituciones en términos de calidad y costos limitan las posibilidades de los estudiantes egresados de las universidades menos prestigiosas de acceder a mejores trabajos y remuneraciones; es decir, limitan sus posibilidades de movilidad social (Benavides y Etesse, 2012; Benavides *et al.*, 2015). Para el caso de Lima, diferentes estudios muestran que muchas de las empresas líderes reclutan personal solo de un puñado de universidades privadas de élite (Galarza, Kogan y Yamada, 2011; Kogan, Lay y Fuchs, 2013). Si se considera que estas, a su vez, congregan desproporcionadamente a estudiantes provenientes de las clases más privilegiadas (Huber y Lamas, 2017; Reátegui, Grompone y Rentería, 2022), aparece un escenario en el que la institución educativa en sí misma constituye un factor de desigualdad (Saraví, 2015).

En cuanto a lo étnico, es llamativo que la variable de autoidentificación étnico racial no resulte significativa. Si bien estos resultados podrían ser alentadores, resulta preciso ser precavido con este tipo de mediciones para la región latinoamericana y, en particular, para el caso peruano. Como muestra Sulmont (2012), existen múltiples formas de medir la raza y etnicidad en estos contextos, cada una con resultados distintos en cuanto a dinámicas de exclusión. Si la literatura reciente muestra la inestabilidad de las fronteras entre supuestas razas, en gran parte de los países de la región latinoamericana estas parecen ser excepcionalmente porosas, lo cual se evidencia en las lógicas de «blanqueamiento» de la población por medio de formas de movilidad social (Cadena, 1995; Portocarrero, 2013; Kogan y Galarza, 2015).

Pero ninguno de los factores, a menudo asociados a distintas formas de desigualdad ni diferencias ligadas al ámbito laboral, neutralizan el efecto del origen social en los ingresos de la clase dominante. Si

bien la trayectoria educativa, en particular, el paso por universidades top, reduce significativamente la brecha entre quienes provienen de un origen social privilegiado y los demás, los resultados se inclinan a sospechar que esta raras veces resulte suficiente para balancear estas diferencias. Ya Huber y Lamas (2017) han mostrado que el paso por universidades privadas de élite funciona como un mecanismo de «cierre social» entre los sectores medios y altos, lo cual tiene como correlato que los graduados de estas instituciones posean una ventaja importante en la etapa de reclutamiento en las principales empresas del país (Galarza, Kogan y Yamada, 2011). Sin embargo, este estudio muestra que estas ventajas no solo impactan en la entrada a las empresas y posiciones más destacadas del mercado laboral, sino que, además, afectan la trayectoria en estos ámbitos, evidenciado en la brecha salarial de clase.

Si bien el análisis estadístico en el que descansa este artículo demuestra que el origen social constituye un poderoso mecanismo de reproducción de diferencias económicas en los sectores dominantes, no proporciona elementos para comprender cómo es que el privilegio del origen determina la diferencia de salarios en la práctica. Existe una costumbre muy extendida, en buena parte de la literatura sobre brechas salariales de género y étnico-raciales, de «explicar» espontáneamente la parte inexplicada de la brecha salarial como producto de la discriminación. Si bien la literatura indica la persistencia de diferentes formas de discriminación en el ámbito laboral, algunas bastante explícitas, como muestran Kogan, Lay y Fuchs (2013), resulta insuficiente para explicar la forma en que el origen social privilegiado *lubrica* la trayectoria profesional. Más allá de la segregación por género, raza o trayectoria educativa en el proceso de reclutamiento de personal, existen formas más sutiles y, por lo tanto, más poderosas por las que unos pocos pueden capitalizar

sus antecedentes sociales. Se dedican estas últimas líneas a comentar algunas de estas formas de reproducción de asimetrías con el propósito de que sirva de aliciente para futuras investigaciones.

Uno de los modos en los que el origen privilegiado se traduce en ventajas en entornos profesionales es a través de la afinidad cultural entre personas de diferentes rangos. Como muestra Rivera (2012), el proceso de reclutamiento de personal en ocupaciones destacadas suele ir más allá de la evaluación de habilidades: los candidatos suelen ser apreciados también por afinidades culturales con los empleadores y evaluadores en términos de actividades de ocio, experiencias y estilos de presentación personal. Este proceso de «coincidencia cultural» (*cultural matching*) se nutre de la familiaridad que experimentan personas que provienen de un origen social: familiaridad tanto en el sentido de facilidad en el trato, como en su renitencia a la familia de origen (Bourdieu, 2015: 40). Esta afinidad no solo otorga ventajas en el acceso a empresas e instituciones, sino que aventaja a quienes provienen de un origen social privilegiado a lo largo de la trayectoria académica y profesional, disfrazando de «habilidades blandas» conocimientos y pericias prácticas adquiridas en circuitos sociales exclusivos (Reátegui, Grompone y Rentería, 2022; Rentería, Grompone y Reátegui, 2020).

Como muestran Friedman y Laurison (2019), a la par que en entornos destacados solo un puñado de personas se sienten como peces en el agua, la coincidencia cultural otorga mayores oportunidades para que quienes provienen de un origen privilegiado muestren un «sentido de autorización» (*self-entitlement*) que resulta particularmente provechoso para el éxito en la carrera profesional. La contraparte de este proceso es que muchas veces sus pares menos privilegiados optan por autoexcluirse de mejores posibilidades laborales como

una medida de protección ante la posibilidad de no encajar en entornos destacados. Más que formas abiertas de discriminación y exclusión, estos estudios muestran que para echar luz sobre las causas de la brecha salarial de clase es necesario conocer de cerca las culturas organizacionales de los diferentes entornos profesionales en donde circula la clase dominante. Esto último equivale a profundizar en las aspiraciones, estrategias y lógicas prácticas que subyacen en la trayectoria de personas de diferente origen social en los circuitos profesionales más destacados del país. Solo así es posible comprender a cabalidad cómo es que se hace indeleble la marca del origen social.

## BIBLIOGRAFÍA

- Álvarez, María (2019). «¿Los becados con los becados y los ricos con los ricos? Interacciones entre clases sociales distintas en una universidad de elite». *Desacatos*, 59: 50-67.
- Anghel, Brindusa; Conde-Ruiz, José y Artiñano, Ignacio de (2019). «Brechas salariales de género en España». *Hacienda Pública Española*, 229: 87-119.
- Arias, Omar; Yamada, Gustavo y Tejerina, Luis (2004). «Education, Family Background and Racial Earnings Inequality in Brazil». *International Journal of Manpower*, 25(3/4): 355-374.
- Atkinson, Will (2017). *Class in the New Millennium. The Structure, Homologies and Experience of the British Social Space*. Oxon y New York: Routledge.
- Benavides, Martín (2004). Educación y estructura social en el Perú. Un estudio acerca del acceso a la educación superior y la movilidad intergeneracional en una muestra de trabajadores urbanos. En: P. Arregui et al. (eds.). *¿Es posible mejorar la educación peruana?: Evidencias y posibilidades*. Lima: GRADE.
- Benavides, Martín y Etesse, Manuel (2012). Movilidad educativa intergeneracional, educación superior y movilidad social en el Perú: evidencias recientes a partir de encuestas de hogares. En: R. Cuenca (ed.). *Educación superior, movilidad social e identidad*. Lima: IEP.
- Benavides, Martín; León, Juan; Haag, Frida y Cueva, Selene (2015). *Expansión y diversificación de la educación superior universitaria y su relación con la desigualdad y segregación*. Disponible en: <http://www.grade.org.pe/wp-content/uploads/dtd78.pdf>, acceso 7 de enero de 2024.
- Bergman, Manfred y Joye, Dominique (2005). «Comparing Social Stratification Schemata: CAMSIS, CSP-CH, Goldthorpe, ISCO-88, Treiman, and Wright». *Cambridge studies in social research*, 10: 1-35.
- Bernardi, Fabrizio y Ares, Macarena (2017). Education As the (Not So) Great Equalizer: New Evidence Based on a Parental Fixed Effect Analysis for Spain. *EUI Working Papers SPS 2017/6*.
- Black, Sandra y Deveraux, Paul (2010). Recent Developments in Intergenerational Mobility. *IZA Discussion Paper No. 4866*. Disponible en: <http://ftp.iza.org/dp4866.pdf>, acceso 2 de enero de 2024.
- Blinder, Alan (1973). «Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates». *Journal of Human Resources*, 8(4): 436-455.
- Bourdieu, Pierre (2015). *La nobleza del estado. Educación de élite y espíritu de cuerpo*. Buenos Aires: Siglo XXI Editores.
- Bourdieu, Pierre y Passeron, Jean-C. (2009). *Los herederos. Los estudiantes y la cultura*. Buenos Aires: Siglo XXI Editores.
- Bukodi, Erzsébet y Goldthorpe, John H. (2013). «Decomposing "Social Origins": The Effects of Parents' Class, Status, and Education on the Educational Attainment of their Children». *European Sociological Review*, 29(5): 1024-1039. doi: 10.1093/esr/jcs079
- Cadena, Marisol de la (1995). «Women Are More Indian»: Ethnicity and Gender in a Community near Cuzco. En: Larson, B.; Harris, O. y Tandeter, E. (eds.). *Ethnicity, Markets, and Migration in the Andes*. New York: Duke University Press.
- Carabaña, Julio y Fuente, Gloria de la (2015). «Facultad por Facultad. Origen familiar y empleo de los licenciados en CCSS y Humanidades de la UCM en el año 2003». *Revista Complutense de Educación*, 26(3): 983-1001.
- Castillo, Wilberth (2011). *Discriminación salarial por género en el Perú: 2003-2009*. Villena, Benjamin (dir.), Santiago de Chile: Universidad de Chile. [Tesis de maestría].
- Clark, Damon y Bono, Emilia del (2016). «The Long-Run Effects of Attending an Elite School: Evidence

- from the United Kingdom». *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(1): 150-176.
- Contreras, Carlos (2000). *Centralismo y descentralismo en la historia del Perú independiente*. Disponible en: <https://repositorio.iep.org.pe/handle/IEP/625>, acceso 26 de diciembre de 2023.
- Cuenca, Ricardo; Reátegui, Luciana y Oré, Sarita (2019). «Itinerarios de la educación privada en el Perú». *Educação e Sociedade*, 40: 1-16.
- Emerek, Ruth (2017). «Intersectionality - an Inter-categorical Empirical Approach». *Kvinder, Køn & Forskning*, 1: 18-31.
- Estrada, Ricardo y Gignoux, Jérémie (2017). «Benefits to Elite Schools and the Expected Returns to Education: Evidence from Mexico City». *European Economic Review*, 95: 168-194.
- Fachelli, Sandra; Torrents, Dani y Navarro-Cendejas, José (2014). «¿La universidad española suaviza las diferencias de clase en la inserción laboral?». *Revista de Educación*, 364: 119-144.
- Fang, Ray T. y Tilcsik, András (2022). «Prosocial Occupations, Work Autonomy, and the Origins of the Social Class Pay Gap». *Academy of Management Journal*, 65(3): 903-929.
- Friedman, Sam y Laurison, Daniel (2017). «Mind the Gap: Financial London and the Regional Class Pay Gap». *British Journal of Sociology*, 68(3): 474-511.
- Friedman, Sam y Laurison, Daniel (2019). *The Class Ceiling. Why it Pays to be Privileged*. Bristol y Chicago: Policy Press.
- Galarza, Francisco; Kogan, Liuba y Yamada, Gustavo (2011). *¿Existe discriminación en el mercado laboral de Lima Metropolitana? un análisis experimental*. Disponible en: <https://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/375>, acceso 20 de diciembre de 2023.
- Gregg, Paul; Jonsson, Jan O.; Macmillan, Lindsey y Mood, Carina (2017). «The Role of Education for Intergenerational Income Mobility: A Comparison of the United States, Great Britain, and Sweden». *Social Forces*, 96(1): 121-152.
- Hall, Gillete y Patrinos, Harry A. (2012). Latin America. En: G. Hall y H. Patrinos (eds.). *Indigenous Peoples, Poverty, and Development*. New York: Cambridge University Press.
- Hansen, Marianne N.; Flemmen, Magne y Andersen, Patrick (2009). *Oslo Register Data Class Scheme (ORDC), Final report from the classification project*. Oslo: University of Oslo.
- Hirsch, Boris; König, Marion y Möller, Joachim (2013). «Is There a Gap in the Gap? Regional Differences in the Gender Pay Gap». *Scottish Journal of Political Economy*, 60(4): 412-439.
- Huber, Ludwig y Lamas, Leonor (2017). *Deconstruyendo el rombo. Consideraciones sobre la nueva clase media en el Perú*. Lima: IEP.
- Jann, Ben (2008). «The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models». *The Stata Journal*, 8(4): 453-479.
- Kogan, Luiuba y Galarza, Francisco (2015). *Cuando la piel habla: Estrategias de blanqueamiento en el sistema universitario peruano*. Disponible en: <http://hdl.handle.net/11354/966>, acceso 20 de diciembre de 2023.
- Kogan, Liuba; Lay, Patricia y Fuchs, Rosa M. (2013). *No pero sí. Discriminación de empresas en Lima Metropolitana*. Lima: Universidad del Pacífico.
- Laurison, Daniel y Friedman, Sam (2016). «The Class Pay Gap in Higher Professional and Managerial Occupations». *American Sociological Review*, 81(4): 668-695.
- Marteletto, Leticia y Andrade, Fernando (2014). «The Educational Achievement of Brazilian Adolescents: Cultural Capital and the Interaction between Families and Schools». *Sociology of Education*, 87(1): 16-35.
- Neidhöfer, Guido; Serrano, Joaquín y Gasparini, Leonardo (2018). «Educational Inequality and Intergenerational Mobility in Latin America: A New Database». *Journal of Development Economics*, 134: 329-349.
- Ñopo, Hugo (2004). «The Gender Wage Gap in Peru 1986-2000: Evidence From a Matching Comparisons Approach». *Económica*, L(1-2): 9-37.
- Ñopo, Hugo (2012). *New Century, Old Disparities. Gender and Ethnic Earnings Gaps in Latin America and the Caribbean*. New York: Inter-American Development Bank.
- Ñopo, Hugo; Saavedra, Jaime y Torero, Maximo (2004). Ethnicity and Earnings in Urban Peru. *IZA Discussion Paper No. 980*.
- Núñez, Janier y Gutiérrez, Roberto (2004). «Class Discrimination and Meritocracy in the Labor Market: Evidence from Chile». *Estudios de Economía*, 31(2): 113-132.
- Ortiz-Ospina, Esteban; Hasell, Joe y Roser, Max (2018). *Economic Inequality by Gender*. Disponible en: <https://ourworldindata.org/economic-inequality-by-gender>



- Perticará, Marcela y Tejada, Mauricio (2021). «Sources of Gender Wage Gaps for Skilled Workers in Latin American Countries». *Journal of Economic Inequality*, 20: 439-463.
- Piovani, Juan I. y Salvia, Agustín (2018). *La Argentina en el siglo XXI. Cómo somos, vivimos y convivimos en una sociedad desigual*. Buenos Aires: Siglo XXI Editores.
- Polachek, Salomon W. y Xiang, Jun (2021). The Gender Pay Gap Across Countries: A Human Capital Approach. *IZA Discussion Paper No. 8603*.
- Portocarrero, Gonzalo (2013). La utopía del blanqueamiento y la lucha por el mestizaje. En: CLACSO (ed.). *Hegemonía cultural y políticas de la diferencia*. Buenos Aires: CLACSO.
- Psacharopoulos, George y Tzannatos, Zafiris (1992). Latin American Women's Earnings and Participation in the Labor Force. *Policy Research Working Paper Series No. 856*.
- Reátegui, Luciana, Grompone, Alvaro y Rentería, Mauricio (2022). *¿De qué colegio eres? La reproducción de la clase alta en el Perú*. Lima: IEP.
- Rentería, Mauricio; Grompone, Alvaro y Reátegui, Luciana (2020). «Educados en el privilegio: trayectorias educativas y reproducción de las élites en Perú». *Revista Española de Sociología*, 29(3): 561-578.
- Rentería, Mauricio y Zárate, Patricia (2022). *La distinción silenciosa. Clases y divisiones simbólicas en el Perú*. Lima: IEP.
- Rivera, Lauren A. (2012). «Hiring as Cultural Matching: The Case of Elite Professional Service Firms». *American Sociological Review*, 77(6): 999-1022.
- Rubery, Jill y Hebson, Gail (2018). «Applying a Gender Lens to Employment Relations: Revitalisation, Resistance and Risks». *Journal of Industrial Relations*, 60(3): 414-436.
- Saraví, Gonzalo (2015). *Juventudes fragmentadas. Socialización, clase y cultura en la construcción de la desigualdad*. México D. F.: Flacso México, CIESAS.
- Scarpetta, Nathalia (2020). Aproximación a la discriminación racial en Cali: ¿se asignan salarios por color de piel? Universidad de los Andes, Documento de trabajo N.º 72.
- StataCorp (2019). *Stata Statistical Software*. College Station, TX: StataCorp LLC.
- Sullivan, Alice; Parsons, Samantha; Green, Francis; Wiggins, Richard D. y Ploubidis, George (2018). «Elite Universities, Fields of Study and Top Salaries: Which Degree Will Make you Rich?». *British Educational Research Journal*, 44(4): 663-680.
- Sulmont, Denis (2012). Raza y etnicidad desde las encuestas sociales y de opinión: dime cuántos quieres encontrar y te diré qué preguntar... En: Sanborn, C. (ed.). *La discriminación en el Perú: balance y desafíos*. Lima: Universidad del Pacífico.
- Toro, Harold J. (2021). «Minding the Curve: The Influence of Social Origin on Earnings Inequality by Education in Mexico». *British Journal of Sociology*, 72(5): 1394-1414.
- Willis, Paul (1977). *Learning to Labor. How Working Class Kids Get Working Class Jobs*. New York: Columbia University Press.
- Zamora, José (2013). *Determinación del posible sesgo de selección en pruebas mediante la metodología de Heckman*. Costa Rica: Instituto Tecnológico de Costa Rica.
- Zimmerman, Seth D. (2019). «Elite Colleges and upward Mobility to Top Jobs and Top Incomes». *American Economic Review*, 109(1): 1-47.

**RECEPCIÓN:** 10/01/2024

**REVISIÓN:** 28/03/2024

**APROBACIÓN:** 24/06/2024

## ANEXOS

**TABLA A1.** Estadísticos descriptivos de la muestra

| <b>Variables</b>  | <b>Muestra total<br/>(N=5612)</b> | <b>Origen<br/>privilegiado<br/>(N=1684)</b> | <b>Origen no<br/>privilegiado<br/>(N=2504)</b> |
|---|-----------------------------------|---|--|
| <b>Ingreso proveniente del trabajo mensual<br/>(promedio)</b> | 5261,38                           | 5972,74                                     | 4366,84  |
| <b>Sociodemográficos</b>                                      |                                   |   |  |
| <b>Sexo (%)</b>   |                                   |   |  |
| Hombre  | 80,96 %                           | 78,95 %                                     | 83,70 %  |
| Mujer   | 19,04 %                           | 21,05 %                                     | 16,30 %  |
| <b>Edad (%)</b>   |                                   |   |  |
| 25 a 34 años  | 14,07 %                           | 20,44 %                                     | 12,37 %  |
| 35 a 44 años  | 24,66 %                           | 30,67 %                                     | 21,59 %  |
| 45 a 54 años  | 31,76 %                           | 29,91 %                                     | 31,58 %  |
| 55 a 65 años  | 29,51 %                           | 18,98 %                                     | 34,46 %  |
| <b>Estado marital (%)</b>                                     |                                   |   |  |
| Sin cónyuge   | 28,88 %                           | 30,98 %                                     | 28,00 %  |
| Con cónyuge   | 71,12 %                           | 69,02 %                                     | 72,00 %  |
| <b>Autoidentificación étnica (%)</b>                          |                                   |   |  |
| Mestizo   | 74,80 %                           | 75,80 %                                     | 71,87 %  |
| Indígena  | 12,80 %                           | 11,75 %                                     | 18,27 %  |
| Blanco  | 5,52 %                            | 5,85 %                                      | 3,90 %   |
| Afroperuano   | 1,69 %                            | 1,44 %                                      | 2,28 %   |
| Otro/No sabe  | 5,19 %                            | 5,15 %                                      | 3,68 %   |
| <b>Idioma materno (%)</b>                                     |                                   |   |  |
| Castellano  | 94,61 %                           | 97,32 %                                     | 94,54 %  |
| Lengua indígena   | 4,95 %                            | 2,02 %                                      | 9,18 %   |
| Lengua extranjera   | 0,40 %                            | 0,66 %                                      | 0,18 %   |
| Sordomudo   | 0,04 %                            | 0,00 %                                      | 0,11 %   |
| <b>Área de residencia (%)</b>                                 |                                   |   |  |
| Urbano  | 99,03 %                           | 99,41 %                                     | 98,24 %  |
| Rural   | 0,97 %                            | 0,59 %                                      | 1,76 %   |
| <b>Residencia en el departamento capital (%)</b>              |                                   |   |  |
| Reside en el departamento de Lima                             | 38,40 %                           | 39,84 %                                     | 59,53 %  |

**TABLA A1.** Estadísticos descriptivos de la muestra (Continuación)

| <b>Variables</b>                               | <b>Muestra total<br/>(N=5612)</b> | <b>Origen<br/>privilegiado<br/>(N=1684)</b> | <b>Origen no<br/>privilegiado<br/>(N=2504)</b> |
|--|-----------------------------------|---|--|
| Reside fuera del departamento de Lima          | 61,60 %                           | 60,16 %                                     | 40,47 %  |
| <b>Medidas educativas</b>                      |                                   |   |  |
| <b>Años de educación (promedio)</b>            | 19,4                              | 19,61                                       | 19,31  |
| <b>Tipo de centro de estudio (%)</b>           |                                   |   |  |
| Estatal  | 48,92 %                           | 44,47 %                                     | 56,69 %  |
| Privado  | 51,08 %                           | 55,53 %                                     | 43,31 %  |
| <b>Tipo de universidad (%)</b>                 |                                   |   |  |
| Sin educación superior                         | 9,09 %                            | 3,40 %                                      | 3,48 %   |
| Educación técnica                              | 4,67 %                            | 4,65 %                                      | 4,41 %   |
| Educación universitaria                        | 55,52 %                           | 24,54 %                                     | 8,92 %   |
| Top universidad privada                        | 18,82 %                           | 55,66 %                                     | 72,91 %  |
| Top universidad pública                        | 11,90 %                           | 11,75 %                                     | 10,27 %  |
| <b>Medidas de capital humano</b>               |                                   |   |  |
| <b>Horas trabajadas a la semana (promedio)</b> | 40,5                              | 40,82                                       | 39,39  |
| <b>Experiencia laboral (promedio)</b>          | 10,1                              | 8,71  | 11,1   |
| <b>Empleo</b>                                  |                                   |   |  |
| <b>Situación de informalidad (%)</b>           |                                   |   |  |
| Empleo informal                                | 13,41 %                           | 12,94 %                                     | 15,92 %  |
| Empleo formal                                  | 86,59 %                           | 87,06 %                                     | 84,08 %  |
| <b>Tamaño de empresa (%)</b>                   |                                   |   |  |
| Microempresa                                   | 33,29 %                           | 33,22 %                                     | 37,00 %  |
| Pequeña empresa                                | 15,06 %                           | 15,33 %                                     | 11,26 %  |
| Media y gran empresa                           | 51,44 %                           | 51,37 %                                     | 51,60 %  |
| No especificado                                | 0,21 %                            | 0,08 %                                      | 0,14 %   |
| <b>Ocupación (%)</b>                           |                                   |   |  |
| Élite económica                                | 9,52 %                            | 9,59 %                                      | 9,23 %   |
| Profesionales de las finanzas                  | 12,90 %                           | 12,02 %                                     | 12,82 %  |
| Profesionales de alto nivel                    | 58,03 %                           | 57,89 %                                     | 55,90 %  |
| Élite cultural                                 | 19,36 %                           | 20,46 %                                     | 21,76 %  |
| Técnicos                                       | 0,19 %                            | 0,05 %                                      | 0,28 %   |

*Nota:* Un total de 1424 jefes de hogar de la muestra no respondieron la pregunta sobre el nivel educativo de sus padres, por lo tanto, no se pudo determinar su origen social.

*Fuente:* Elaboración propia.

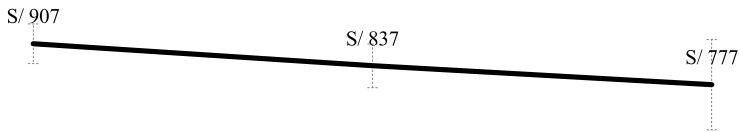
**TABLA A2.** Listado de universidades privadas y públicas consideradas como prestigiosas**Top universidades privadas**

Pontificia Universidad Católica del Perú  
 Universidad Científica del Sur  
 Universidad de Ciencias y Artes de América Latina  
 Universidad de Lima  
 Universidad de Piura  
 Universidad de San Martín de Porres  
 Universidad del Pacífico  
 Universidad ESAN  
 Universidad Peruana Cayetano Heredia  
 Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas  
 Universidad Ricardo Palma

**Top universidades públicas**

Universidad Nacional Agraria La Molina  
 Universidad Nacional de Ingeniería  
 Universidad Nacional Mayor de San Marcos

Fuente: Elaboración propia.

**FIGURA A1.** Brecha salarial de clase según diferentes estrategias de medición del origen social

Empleando el nivel educativo más alto alcanzado por uno de los progenitores

Empleando el nivel educativo alcanzado por el padre

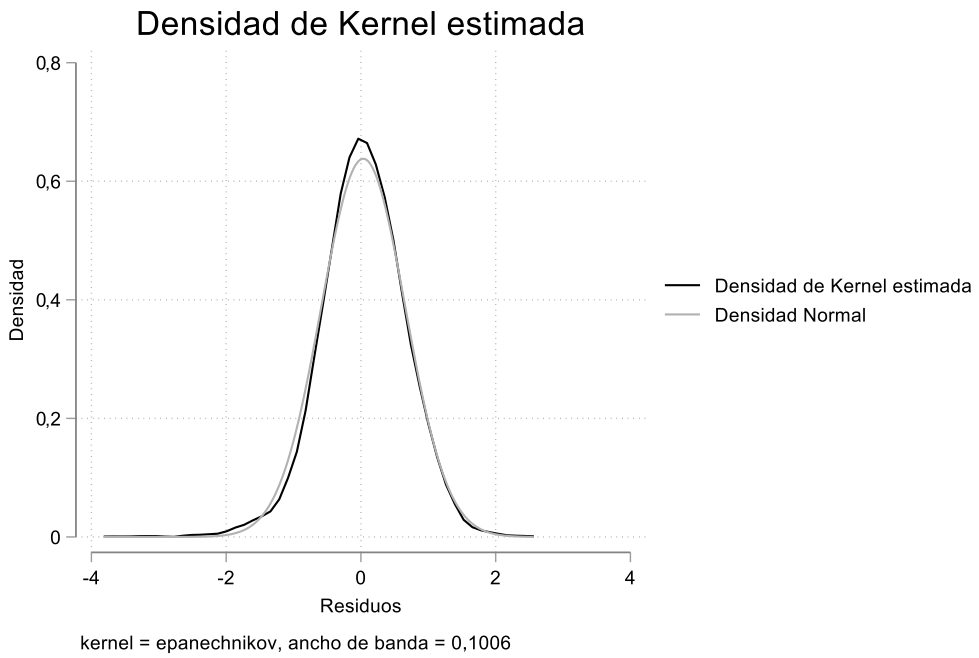
Empleando el nivel educativo alcanzado por la madre

Fuente: Elaboración propia.

**TABLA A3.** Factores de inflación de la varianza (FIV) del modelo 4 de la tabla 1

| <b>VARIABLES</b>                  | <b>FIV</b> |
|-----------------------------------|------------|
| Origen no privilegiado            | 1,17       |
| Sexo                              | 1,46       |
| Edad                              | 84,37      |
| Edad (al cuadrado)                | 84,73      |
| Con conyugue                      | 1,45       |
| Autoidentificación étnica         |            |
| Indígena                          | 3,98       |
| Afroperuano                       | 1,4        |
| Mestizo                           | 3,95       |
| Idioma materno                    |            |
| Lengua indígena                   | 1,25       |
| Lengua extranjera                 | 1,05       |
| Rural                             | 1,04       |
| Reside en el departamento de Lima | 1,52       |
| Años de educación                 | 1,58       |
| Centro educativo privado          | 1,38       |
| Tipo de universidad               |            |
| Sin educación superior            | 1,4        |
| Educación técnica                 | 1,22       |
| Top universidad privada           | 1,53       |
| Top universidad pública           | 1,34       |
| Experiencia laboral               | 11,32      |
| Experiencia laboral (al cuadrado) | 10,86      |
| Horas trabajadas a la semana      | 1,05       |
| Ocupación                         |            |
| Élite económica                   | 1,16       |
| Profesionales de las finanzas     | 1,24       |
| Élite cultural                    | 1,22       |
| Técnicos                          | 1,06       |
| Empleo informal                   | 1,14       |
| Tamaño de empresa                 |            |
| Pequeña empresa                   | 1,25       |
| Mediana y gran empresa            | 1,37       |
| FIV promedio                      | 8,12       |

Fuente: Elaboración propia.

**FIGURA A2.** Densidad de Kernel estimada de los residuos del modelo 4 de la tabla 1

Fuente: Elaboración propia.

# The Class Pay Gap in Prominent Occupations in Peru

*La brecha salarial de clase en ocupaciones destacadas del Perú*

**Mauricio Rentería and Saúl Elguera**

## Key words

- Class Pay Gap
- Class Inequality
- Social Background
- Elite Education
- Peru

## Palabras clave

- Brecha salarial de clase
- Desigualdades de clase
- Origen social
- Educación de élite
- Perú

## Abstract

This article seeks to contribute to the study of pay gaps in Latin America, focusing on differences based on social class. Using household surveys, salary differences between individuals working in the most prominent occupations in Peru are analyzed. It is found that social origin determines significant differences in remuneration in the highest income sectors. It is also seen that only 44 % of the pay disparity originating from social background can be explained by observable traits of individuals from the dominant class. Education, specifically, the type of higher education institution attended, emerges as the most relevant factor in understanding the class pay gap.

## Resumen

Este artículo busca contribuir al estudio sobre brechas salariales en la región latinoamericana, enfocándose en diferencias basadas en la clase social. A partir del análisis de encuestas de hogares, este estudio indaga las diferencias salariales de las personas que se desempeñan en las ocupaciones más destacadas en el Perú. Se muestra que el origen social determina diferencias significativas en las remuneraciones de los sectores de más altos ingresos. Asimismo, el artículo demuestra que solo un 44 % de la brecha salarial de origen social puede ser explicada por características observables de las personas de la clase dominante. La educación y, en particular, el tipo de institución donde se cursó la educación superior surge como el atributo más importante para comprender la diferencia salarial de clase.

## Citation

Rentería, Mauricio; Elguera, Saúl (2025). «The Class Pay Gap in Prominent Occupations in Peru». *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 189: 109-130. (doi: 10.54777/cis/reis.189.109-130)

**Mauricio Rentería:** The University of Manchester | mauricio.renteriagonzales@manchester.ac.uk

**Saúl Elguera:** Instituto de Estudios Peruanos | selguera@iep.org.pe



## INTRODUCTION

Pay gaps between groups have received considerable attention from researchers studying inequality. Some of the appeal of this study stems from the fact that, while social mobility studies allow us to understand the structural barriers to accessing prominent positions, salary appears to be the best indicator of progression in different fields (Friedman and Laurison, 2019). In other words, although gaps may have closed between distinct segments in terms of access to the highest paying jobs, structural factors of inequality continue to exist in the work environment.

When examining academic production at a global level and, specifically, in the Latin American region, it is apparent that most of the literature on pay gaps focuses first on differences based on gender and, then, those based on ethnicity (Polachek and Xiang, 2021). While recent studies have shown a persistence of large class gaps in Latin America and Peru (Álvarez, 2019; Benavides, 2004; Piovani and Salvia, 2018; Rentería and Zárate, 2022), few works have taken an in-depth look at this inequality dimension (Núñez and Gutiérrez, 2004; Toro, 2021).

This article seeks to contribute to the study of pay gaps in Latin America by focusing on differences based on social origin. Using the “class pay gap” proposal designed by Friedman and Laurison (2019; Laurison and Friedman, 2016) and the class scheme of Rentería and Zárate (2022), salary differences of individuals working in the most prominent occupations in Peru are analyzed. These individuals are referred to as the “dominant class”. It is found that social origin is related to significant differences in remuneration in the highest income sectors. The article also demonstrates that only

44 % of the pay gap based on social origin may be explained by observable characteristics of the individuals from the dominant class. Education, specifically the type of higher institution attended, appears to be the attribute having the most importance in terms of understanding the class pay gap.

## INEQUALITY AS A PAY GAP

Research on pay gaps in Latin America and Spain tends to focus on gender inequality. Latin America is not only the most unequal region in the world, but it consistently reveals a high pay gap between women and men (Psacharopoulos and Tzannatos, 1992). In large part, these differences may be due to the under-representation of women in the labor market and especially in the highest paying occupations (Ortiz-Ospina, Hasell and Roser, 2018). Although gender inequalities in education in Latin America and the Caribbean have reduced considerably over recent years, the income gap persists.

According to Ñopo (2012), women earn lower wages than men for the same jobs, even when they are the same age and have the same years of education. Perticará and Tejada (2021) suggested that of all of the potential factors causing the gender-based pay gap in the region, discrimination is the only one that consistently affects women. On the other hand, the literature examining the Spanish case has revealed a similar panorama, comparable with the majority of studies on gender pay gaps and demonstrating their persistence over recent decades (Anghel, Conde-Ruiz and Artífano, 2019).

In addition to gender inequality, race and ethnicity have received much attention from scholars interested in measuring pay gaps between groups. The literature on ethnic-racial pay gaps in Latin America



presents a scenario in which discrimination and structural inequality significantly determine the advantages and disadvantages of groups at the extremes, especially in those categories that are over-represented at the lower and upper ends of the social structure: the indigenous and Afro-descendant populations, on the one hand, and those identified as white, on the other hand (Hall and Patrinos, 2012; Scarpetta, 2020). In Peru, the indigenous and Afro-descendant populations have the lowest income levels, while the population identified as white tends to have the highest level (Ñopo, 2004; Ñopo, Saavedra and Torero 2004: 17-18).

Another factor that has been found in distinct studies to be consistently significant in predicting pay gaps is education and its relationship with the individual's social origin (Arias, Yamada and Tejerina, 2004; Gregg *et al.*, 2017; Toro, 2021). In line with the classic sociological studies on "social reproduction" measured through education (Bourdieu and Passeron, 2009; Willis, 1977), this literature demonstrates that the advantages associated with class of origin (or *social origin*) affect educational opportunities and therefore, result in pay differences between individuals. Beyond determining different probabilities of educational attainment and access to higher education, these studies suggest that differences in class origin may influence the educational trajectory itself. This contradicts ideas about the supposed equalizing effect of education. For example, Marteleto and Andrade (2014) revealed that the household cultural resources (their "cultural capital") predicts adolescent performance gaps in the sciences, reading and mathematics in Brazil<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> This study measures the cultural capital of students based on an index composed of the possession of art works and the number of literature books (Marteleto and Andrade, 2014: 21).

Studies have also shown that, beyond the differences in the level of education achieved, the type of education, both at basic and higher levels, may lead to pay gaps between individuals (Clark and Bono, 2016; Estrada and Gignoux, 2017; Sullivan *et al.*, 2018). These studies indicate that graduates of elite educational institutions have significantly more opportunities to access the most prestigious and highest-paying occupations.

Although education level and type of educational institution explain a large part of the pay gap between individuals from different social backgrounds, these tend to persist over time. This has been confirmed in recent studies focusing on class pay gaps. Analyzing employment surveys in the UK, Friedman and Laurison (2017, 2019) demonstrated that social origin is a determinant factor in the wage earned by individuals in the most prestigious occupations: those from working-class households earn significantly lower annual incomes than their more privileged peers. However, as Fang and Tilcsik (2022) revealed, in the US, a large part of the class pay gap is due to occupational sorting between more and less privileged individuals in certain industries and jobs. Studies conducted by Friedman and Laurison revealed that, even for the same occupations, and considering a series of socio-demographic factors, the gaps in social origin remain.

Although few studies have been carried out on the pay gap in Latin America and Spain, those examining Chile and Mexico suggest processes similar to those of the global north: class of origin has an independent effect on wage, when controlling for different sociodemographic variables (Núñez and Gutiérrez, 2004; Toro, 2021). For the case of Spain, the literature suggests different results. While the studies of Carabaña and Fuente (2015) and Fachelli, Torrents

and Navarro-Cendejas (2014) determined that social origin does not influence the pay of university graduates, Bernardi and Ares (2017) found that this is substantial. As far as we know, in the case of Peru, no studies have focused on the measurement of pay gaps based on class or social origin. This article seeks to help fill this gap in the literature regarding this region.

## HYPOTHESIS

As we have seen, the literature provides us with a detailed view of the various factors that contribute to wage differences between groups. A common point in these studies is that, in general, these disparities are replicated in different strata of society and in different labor sectors. Following this line, this study investigates how certain forms of inequality are reflected in wage discrepancies through an intersectional approach.

However, as Rubery and Hebson (2018) noted, taking an intersectional approach may result in a bias toward prioritizing certain inequalities over others. Although this article reports some relevant results on gender, ethnic, racial and territorial gaps, we will focus specifically on the class pay gap in the context of Peru. The main objective of this study is to determine the magnitude of the class pay gap in Peru. Then, we attempt to examine the extent to which education level contributes to explaining this gap. To tackle this question, the following hypotheses are created:

H1: Individuals in Peru's dominant class coming from a non-privileged social background earn less than those coming from a privileged social background, when controlling for sociodemographic and other standard factors.

H2: Educational factors, especially the type of university attended, may significantly explain the class pay gap of individuals in Peru's dominant class.

## DATA AND METHODOLOGY

The data used for the study result from the combination of 7 years of information (2015 - 2021) from the modules of Education, Employment and Income, Governance, Democracy and Transparency; and the Summary of the National Household Survey (ENAH0)<sup>2</sup> of Peru. The combination of data was necessary to ensure an adequate sample size. The analysis unit of the research is the heads of household, since only they are questioned about the educational achievement of their parents<sup>3</sup>. This information is of interest to this study, since it is the only question providing a means of determining the individual's social origin. This use of parental education level as a proxy for social background has been justified by much of the literature on intergenerational mobility (Black and Deveraux, 2010; Bukodi and Goldthorpe, 2013; Neidhöfer, Serrano and Gasparini, 2018).

Specifically, the assignment of the type of social origin of the heads of

<sup>2</sup> This survey is a statistical source traditionally used to obtain sociodemographic and economic information from Peruvian households. The survey sample is probabilistic, area-based, stratified, multi-stage and independent in each area of study. It is representative at the departmental and national levels, as well as at the urban and rural levels.

<sup>3</sup> Information on the educational achievement of the father and mother of the head of the household is collected through the question: *What was the level of education attained by your father (mother)?*, having the following response options: no educational level, incomplete primary, complete primary, incomplete secondary, complete secondary, incomplete non-university higher education, complete non-university higher education, incomplete university higher education and complete university higher education.

household is carried out using a two-step procedure. First, the educational level of the father and mother of the head of household is compared and the information of the one having the highest educational level is selected. For example, if the father completed secondary education and the mother completed higher university education, the mother's information is selected. Then, the head of the household is classified as being one of non-privileged social origin if the educational level resulting from the previous step falls between the scales of no educational level and complete secondary education. In the remaining cases, the parent is considered to be of privileged social origin. This allocation mechanism allows for a maximized number of cases to be analyzed<sup>4</sup>.

On the other hand, it is necessary to determine the current class position of the heads of households. Therefore, the classification of social classes of Rentería and Zárate (2022) is used. Taking a Bourdieusian approach, the authors define four social classes for the case of Peru: dominant class, middle class, working class and field worker class. Given the study objectives, the dominant class is the social category of interest. In this social class scheme, the dominant class is associated with individuals holding prominent occupations in distinct fields, such as company directors, doctors, attorneys or university professors. Belonging to the dominant class is the equivalent of being situated in socially prominent positions which, as Rentería and Zárate (2022) suggested, offer significantly greater eco-

nomie and cultural capital endowments than the rest of the population.

Using this approach, it is possible to select the heads of household of the dominant class and examine the pay gap existing in this group, based on social origin (privileged or not privileged). Since the aim is to examine differences in work income, the analysis is restricted to those who are active in the labor market and fall within the age range of 25 to 65. The study's sample framework consisted of 5612 heads of households from the dominant class. The sociodemographic characteristics of these leaders revealed that the majority of them were aged between 45 and 54, married or with a partner, and many had completed higher education, graduating from a standard university. Furthermore, the majority of the interviewed participants were male, *mestizo*, spoke Spanish, worked in the formal economy and lived in urban areas outside of the Lima department. The highest education level attained by either of the parents of the heads of household was mainly completed secondary education.

To verify the first working hypothesis, initially, the pay gap based on social origin was estimated without considering any control. It was calculated as the difference in the average monthly work-based income between the heads of households of the dominant class coming from a privileged origin and those who from a non-privileged origin.

Subsequently, using 4 multiple linear regressions whose dependent variable was the logarithmic version of monthly work income (see Table 1), the variation of the magnitude of this gap is calculated, considering potential sources of wage inequality in a sequential manner. This procedure is performed to verify that, despite controlling for different factors, the class

<sup>4</sup> Furthermore, there is no concern over this procedure biasing the final results since, by performing two trials of this process, the first with only the father's information and the second with only the mother's information, and completing the proposed methodology, statistically similar estimates of the class pay gap are obtained (see Figure A1).

pay gap persists. In all regressions, the following specification is used:

$$w_i = \overline{\text{OS}}_i \beta + x_i' \theta + \epsilon_i$$

Where  $w_i$  is the endogenous or dependent variable and represents the logarithm of the monthly work income of heads of households having prominent occupations (dominant class);  $\overline{\text{OS}}_i$  is the independent variable of interest and denotes the social origin of the head of household, created from the highest education level attained by either of the parents of the head of household and operationalized as a binomial variable, which will have a value of 0 if any of the parents of the head of household completed higher education (privileged origin) and 1 otherwise (non-privileged origin). The magnitude of  $\beta$  may be interpreted as the pay gap based on social origin.  $x_i'$  is a vector of explanatory variables that includes the educational background of the head of household: years of education, type of education center and prestige of the university attended; indicators of human capital: years of experience and total hours worked during the week, and labor context measures: size of company where works, type of occupation carried out and formality situation. In addition, the following variables are considered as demographic controls: age, sex, ethnic self-identification, maternal language, area of residence and whether or not lives in or outside of Lima.  $\epsilon_i$  is the model's error term.

On the other hand, to verify that educational background and, specifically, the type of university where one studied are substantive elements to explain the class pay gap, Oaxaca – Blinder decomposition of wage was used (Blinder, 1973). Although this decomposition does not represent a causal analysis, it allows us to

estimate the part of the difference in a result variable between group A and group B is due to observable and non-observable characteristics (Castillo, 2011). In mathematical terms and within the context of the study problem, this may be expressed as follows:

$$D = E(Y_A) - E(Y_B)$$

Where  $E(Y_A)$  and  $E(Y_B)$  represent the expected value of the logarithm of the monthly labor income of heads of households of the dominant class of privileged and non-privileged origin, respectively. They are calculated by means of a linear regression where the independent variables correspond to the observable characteristics of the heads of households; on the other hand, ( $D$ ) denotes the class pay difference. In the study, a twofold Oaxaca – Blinder decomposition was used to decompose the wage difference ( $D$ ). As a result of the procedure, an explained and unexplained dimension of the pay gap is obtained (Jann, 2008). The first dimension presents the explanatory contribution of each observable characteristic (such as the type of institution where higher education was completed) to the class pay gap. Similarly, to eliminate the selection bias from this procedure, a Heckman correction was performed. In general, this process consists of first estimating an equation of work participation for each of the groups that are compared in the Oaxaca – Blinder decomposition and including these results in the income equations that are estimated in the wage decomposition method (Zamora, 2013). The following variables were used in the workforce participation equation: number of children, years of education, and years of work experience. This and all statistical analyses were performed using the

STATA 16 statistical package (StataCorp, 2019).

## RESULTS

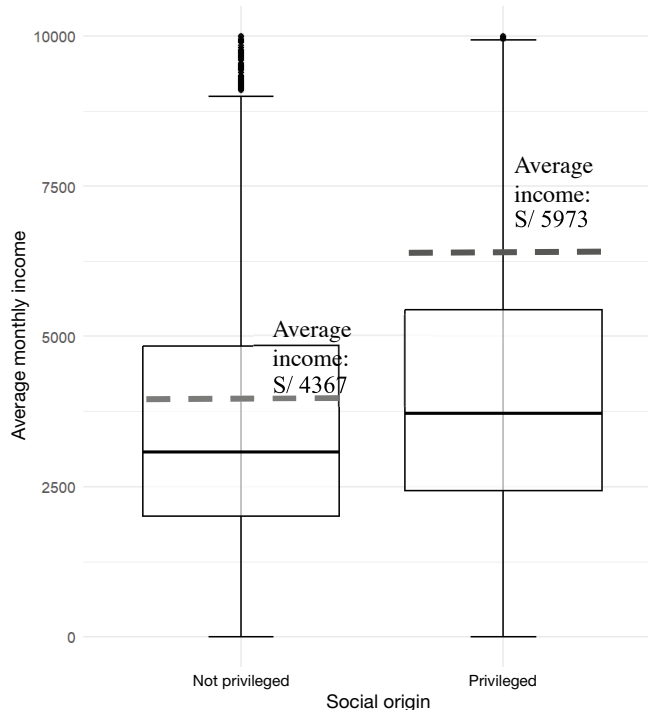
Figure 1 presents an initial approximation of the article's main objectives. This shows that among the heads of households holding the most prominent occupations (the so-called *dominant class*) a wage difference exists based on the social origin of the individuals. The heads of households coming from a privileged background earn, on average, 1600 soles more than those from a non-privileged social background.

Although this marked disparity provides us with information about the relevance of social origin on future trajectory,

it does not serve as a full justification for suggesting that the observed pay gap is solely due to social class. Other factors, such as gender, ethnic-racial differences, educational background, etc. may explain this income disparity.

To control for these differences, we analyze how the class pay gap changes when various sources of income inequality are considered. The results of this analysis are shown in Table 1, which presents a series of nested linear regressions that control for four sets that have been identified as drivers of wage disparities. The base model considers the main socio-demographics. Model 2 adds measures of educational background. Model 3 adds indicators of human capital. The last model adds measures on the work context. It should be noted that the choice

**FIGURE 1.** Average monthly income (in soles) from work, according to social origin



Source: Author's own creation based on data from the ENAHO.

of these income differentiators is based on the literature on pay gaps reviewed and detailed at the beginning of the document.

As seen in Table 1, even when controlling for all of these variables, the class pay gap persists for household heads from the dominant class. Specifically, in model 4, with all controls included, the coefficient associated with social origin is statistically significant<sup>5</sup>. According to this model, the heads of household of socially dominant positions coming from privileged social origins earned an average of 907 soles more than those coming from non-privileged social origins.

Model 4 presents the socio-demographic factors that are usually considered to be sources of the pay gap in studies on inequality: gender, regional differences and racial ethnicity; we can observe some relevant results. According to this model, gender is a statistically relevant variable for determining labor income. It is estimated that, when keeping all potential sources of inequality unchanged, the dominant class female heads of household receive an average monthly work income of 835 soles less than their male counterparts. In regional terms, when keeping the multiple origins of wage inequality unchanged, it is found that those living outside of Lima (or in the rural area) earn a significantly lower income than those residing in the capital department (or in the urban area). As for racial ethnicity, the ethnic characteristics are not found to be significant for

understanding differences in income of the heads of household of the dominant class.

According to model 4, socio-demographic factors alone do not fully explain the wage differences arising in the dominant class. Educational background, such as the school and higher education establishment of origin (differentiated by the prestige of the university) are relevant elements for the analysis. Specifically, the place where the tertiary education was completed is found to be an especially important attribute. Heads of household from the dominant class who are educated at universities (public or private) considered prestigious earn significantly higher incomes than those coming from other institutions.

In order to detail how the university of origin is related to the class gap, monthly labor income is estimated according to the higher education center attended and social origin. The results of this calculation are presented in Figure 2, where it is shown that the pay gap of social origin remains, regardless of the higher education establishment attended. Although this pay gap narrows in the case of the most prestigious public and private universities<sup>6</sup>, it remains significant, with a difference of almost 980 soles for the former and 1100 soles for the latter. Thus, although the prestige of the university attended makes a substantial difference in terms of labor income, salary inequalities based on social origin persist. This suggests a discouraging panorama in terms of the equalizing potential of education.

In addition to education, model 4 reveals the existence of other indicators that explain the wage differences of the dominant class. This includes those

<sup>5</sup> This model meets the basic assumptions of a multiple linear regression model. Multicollinearity is low. The variance inflation factors (VIF) of the independent variables are mostly less than 10, and the average VIF of the model is 8.12 (see Table A3). The problem of heteroscedasticity of the model residuals is corrected by robustly estimating the error variance and covariance matrix. The residuals follow a normal distribution (See Figure A2).

<sup>6</sup> To review the list of private and public universities considered prestigious, see Table A2 of the Annex.

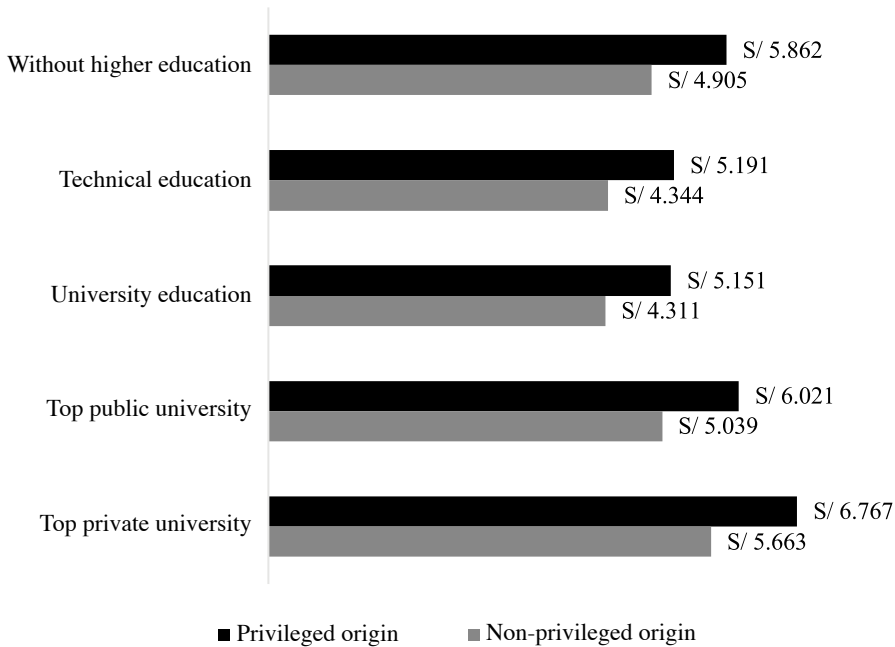
**TABLE 1.** *Wage income regression models*

|   | <b>Model 1</b>            | <b>Model 2</b>                         | <b>Model 3</b>                | <b>Model 4</b>                |
|---|---------------------------|--|-------------------------------|-------------------------------|
|   | Only demographic controls | Adding educational background measures | Adding human capital measures | Adding labor context measures |
| Estimated class pay gap                       | S/ 1387                   | S/ 959                                 | S/ 951                        | S/ 907                        |
| Independent variables                         |                           |  |                               |                               |
| <i>Non-privileged origin</i>                  | -0.266***                 | -0.187***                              | -0.186***                     | -0.178***                     |
| <i>Socio-demographics</i>                     |                           |  |                               |                               |
| Woman   | -0.202***                 | -0.199***                              | -0.188***                     | -0.175***                     |
| Age   | 0.066***                  | 0.056***                               | 0.055***                      | 0.051***                      |
| Age (squared)                                 | -0.001***                 | -0.001***                              | -0.001***                     | -0.001***                     |
| With spouse                                   | 0.143***                  | 0.139**                                | 0.126**                       | 0.078                         |
| Ethnic self-identification (vs. white)        |                           |  |                               |                               |
| Mestizo                                       | 0.074                     | 0.064                                  | 0.077                         | 0.089                         |
| Indigenous                                    | 0.011                     | -0.001                                 | 0.028                         | 0.072                         |
| Afro-Peruvian                                 | 0.208                     | 0.249*                                 | 0.252*                        | 0.203                         |
| Maternal language (vs. Spanish)               |                           |  |                               |                               |
| Indigenous language                           | -0.110                    | -0.078                                 | -0.059                        | -0.100                        |
| Foreign language                              | 0.767**                   | 0.492*                                 | 0.435                         | 0.264                         |
| Rural   | -0.346**                  | -0.259*                                | -0.249*                       | -0.309***                     |
| Lives in the Lima department                  | 0.380***                  | 0.297***                               | 0.289***                      | 0.231***                      |
| <i>Education</i>                              |                           |  |                               |                               |
| Years of education                            |                           | 0.117***                               | 0.116***                      | 0.080***                      |
| Private education center                      |                           | -0.019                                 | -0.023                        | -0.015                        |
| Type of university (vs. University education) |                           |  |                               |                               |
| No higher education                           |                           | 0.204                                  | 0.187                         | 0.129                         |
| Technical education                           |                           | 0.042                                  | 0.020                         | 0.008                         |
| Top private university                        |                           | 0.256***                               | 0.263***                      | 0.273***                      |
| Top public university                         |                           | 0.152*                                 | 0.146*                        | 0.156*                        |
| <i>Human capital</i>                          |                           |  |                               |                               |
| Labor experience                              |                           |  | 0.007                         | 0.010                         |
| Labor experience (squared)                    |                           |  | 0.000                         | 0.000                         |
| Hours worked per week                         |                           |  | 0.008***                      | 0.007***                      |
| <i>Employment</i>                             |                           |  |                               |                               |
| Informal employment                           |                           |  |                               | -0.312***                     |
| Company size (vs. Microcompany)               |                           |  |                               |                               |
| Small company                                 |                           |  |                               | 0.420***                      |
| Medium and large company                      |                           |  |                               | 0.599***                      |
| Occupation (vs. High level professionals)     |                           |  |                               |                               |
| Economic elite                                |                           |  |                               | 0.313***                      |
| Finance professionals                         |                           |  |                               | -0.078                        |
| Cultural elite                                |                           |  |                               | -0.149***                     |
| Technicians                                   |                           |  |                               | 0.111                         |
| Constant                                      | 6.530***                  | 4.470***                               | 4.174***                      | 4.701***                      |
| N   | 3998                      | 3978                                   | 3978                          | 3970                          |
| R2  | 0.140                     | 0.175                                  | 0.209                         | 0.358                         |

Note: \* p < 0.05; \*\* p < 0.01; \*\*\* p < 0.001. Robust standard errors. The selected sample corresponds to the heads of households from the dominant class aged 25 to 65 and actively working in the labor market. It does not include heads of household who responded: "Other/Don't know" on the ethnic self-identification variable, "Deaf" on the maternal language variable or "Not specified" on the company size variable. Sampling weights are used to account for the complex sampling design. Dependent variable in all models is the logarithmic value of monthly income from work.

Source: Author's own creation.

**FIGURE 2.** *Estimated monthly labor income of heads of households with prominent occupations according to type of higher education center attended and social origin*



Source: Author's own creation based on model 4 of Table 1.

linked to the so-called individual “human capital”<sup>7</sup> such as work effort (measured in number of hours worked per week) or those showing the differences specific to each paid activity. In this last group, the formality of employment, the type of company where one works and the main occupation of the head of the household of the dominant class are all noteworthy.

In short, the analysis reveals that demographic conditions, educational background, individual human capital and job characteristics are all relevant to the understanding of the labor income of heads of households in the dominant class. It is shown that even when these factors re-

main constant, the social pay gap persists. This corroborates the first hypothesis of this study.

It is worth noting that, like the class gap, the gender pay gap remains, and both may be fueled by territorial differences. In this sense, the pay gaps present a scenario that is crossed by a pattern of accumulation of disadvantages. Another relevant point is the relevance of the location of the higher education completed and, especially, the reputation of the university attended in terms of salary. Individuals analyzed in the highlighted occupations who graduated from prestigious universities (especially from private ones) earn a higher income than those who attended other universities.

On the other hand, an Oaxaca – Blinder decomposition is used to analyze the degree to which the class pay

<sup>7</sup> Another indicator of human capital that is considered in the regressions is that of work experience (operationalized by the years of work in the main occupation). However, it is not statistically significant.



gap is explained by observable characteristics of the heads of households of the dominant class. This statistical method permits the decomposition of the pay gap into two components, one that is explained and the other that is not explained (*twofold decomposition*). While the first reveals the degree to which the observable attributes (such as socio-demographics, education, human capital and work context) contribute to the class pay gap, the second provides us with the magnitude of differences based on unobservable factors.

Table 2 shows that the estimates from the Oaxaca – Blinder<sup>8</sup> method determine that the class pay gap, S/ 1191 (= S/ 4411.7 – S/ 3220.7), represents 37 % of the average monthly income of the non-privileged heads of households (S/3220.7). While the first reveals the degree to which observable attributes (such as socio-demographics, education, human capital and work context) contribute to the class pay gap, the second provides us with the magnitude of differences based on unobservable factors. However, the remaining 19 % necessary for wage equalization between those moving upwards (from a non-privileged background) and those remaining stable on the social scale (from a privileged background) can only be achieved if the unobservable attributes do not exist or if, as the literature traditionally suggests, a situation of discrimination between these two groups does not continue.

The Oaxaca – Blinder decomposition also shows that, in general, the measurable and observable characteristics of the dominant class heads of households explain 44 % of the class pay gap. The remaining 56 % of the pay gap may be at-

tributed to factors related to forms of class discrimination.

Among the measurable factors contributing to the explanation of the class pay gap, those related to education are the most relevant. In other words, if the educational background of those rising in social class were similar to that of those remaining stable in the dominant social class, the class pay gap would be reduced by 21 %. Specifically, the type of university completed is the educational characteristic found to be the most influential on the pay gap. If the heads of households from less privileged social backgrounds graduated from the same university as their counterparts from more privileged backgrounds, the class pay gap would be reduced by 14 %. These results allow for the verification of the second hypothesis of the study.

Living in Lima is another equally important element, which serves to the understanding of income discrepancies, as it results in a 14 % decrease in difference in monthly salaries between members of the dominant class from privileged and non-privileged backgrounds. Finally, the type of company where they work is relevant: if the compared groups worked in a company of the same size, the class pay gap would be reduced by 6 %.

## DISCUSSION AND CONCLUSIONS

Pay gaps have gained attention in the literature and beyond it, given their relevance to debates on meritocracy, privilege and discrimination. The results of this article suggest that this attention is essential in order to obtain a complete picture of how the reproduction of asymmetries operates.

To determine the magnitude of the class pay gap, we initially analyzed

<sup>8</sup> For the calculation of the Oaxaca – Blinder decomposition, the same regressors from model 4 of Table 1 were considered.

**TABLE 2.** Oaxaca – Blinder decomposition

| General  | Values in logarithms    | Exponential values          | P>t         |
|--|-------------------------|-----------------------------|-------------|
| Privileged origin  | 8.391                   | S/4,411.7                   | 0.00        |
| Non-privileged origin  | 8.078                   | S/3,220.7                   | 0.00        |
| Difference   | 0.313                   | 136.97 %                    | 0.00        |
| Explained  | 0.136                   | 114.59 %                    | 0.00        |
| Not explained  | 0.178                   | 119.53 %                    | 0.00        |
| Explained  | Contribution to pay gap | Percentage of gap explained | P>t         |
| Socio-demographic  |                         | 13.4 %                      |             |
| Woman  | -0.008                  | -2.6 %                      | 0.00        |
| Age and age squared  | -0.001                  | -0.3 %                      | 0.93        |
| With partner   | -0.002                  | -0.8 %                      | 0.07        |
| Ethnicity  | -0.002                  | -0.5 %                      | 0.60        |
| Maternal language  | 0.007                   | 2.3 %                       | 0.27        |
| Rural  | 0.004                   | 1.2 %                       | 0.00        |
| <b>Lima</b>  | <b>0.044</b>            | <b>14.1 %</b>               | <b>0.00</b> |
| Educational measures   |                         | 21.3 %                      |             |
| Years of education   | 0.024                   | 7.7 %                       | 0.00        |
| Specific study center  | -0.002                  | -0.6 %                      | 0.63        |
| <b>Type of university</b>  | <b>0.045</b>            | <b>14.2 %</b>               | <b>0.00</b> |
| Human capital measures   |                         | -0.4 %                      |             |
| Experience and experience squared  | -0.010                  | -3.1 %                      | 0.05        |
| Weekly hours worked  | 0.009                   | 2.7 %                       | 0.00        |
| Labor context  |                         | 9.1 %                       |             |
| <b>Company size</b>  | <b>0.019</b>            | <b>6.0 %</b>                | <b>0.00</b> |
| Informality  | 0.007                   | 2.4 %                       | 0.00        |
| Occupation   | 0.002                   | 0.7 %                       | 0.00        |
| <b>Total percentage of the class pay gap explained by observable characteristics</b> |                         | <b>43.5 %</b>               |             |

Note: In the estimation of the decomposition method, the Heckman correction was applied to eliminate selection bias.

Source: Author's own creation.

whether it may be neutralized by factors commonly associated with income differences. Gender is one of these factors that may exercise a major independent effect. In line with literature on gender inequality in the region, this study reveals that in the most prominent occupations, women's wages are significantly lower than those of men. While other studies have found that the gender pay gap is sensitive to factors such as educational differences, industry, occupation and hours worked between women and men (Emerek, 2017;

Hirsch, König and Möller, 2013; Ñopo, 2004), there is no potential control that can neutralize this gap.

Another factor that significantly affects income differences is the territory where the individual resides. The phenomenon of historical centralism in Peru (Contreras, 2000) is well-known, leading to the over-representation of the most prominent occupations in Lima: 61 % of the occupations performed by the dominant class are situated in the capital city, reaching 76 % for the case of company direc-

tors and managers (Rentería and Zárate, 2022). But this study reveals that it is also here where the highest incomes for these occupations are concentrated.

Education is also another factor that has a major impact on the magnitude of the class pay gap. As we have seen in both the regressions and the Oaxaca-Blinder decomposition, this means that not only do those from a privileged background and their counterparts reach a similar educational level, but the type of higher education institution that they attend is also fundamental (Sullivan *et al.*, 2018; Zimmerman, 2019). As seen in Figure 2, graduates from top universities (even more so, private ones), obtain significantly higher pay than their counterparts who attended other higher education institutes of the country.

These results should be interpreted with consideration of other factors that characterize the Peruvian university system (Cuenca, Reátegui and Oré, 2019). Not only do those from less privileged social backgrounds have significantly fewer chances of accessing higher education, but the high segregation of institutions in terms of quality and costs may limit the possibilities of students graduating from less prestigious universities to access better jobs and pay. In other words, this limits their possibilities for social mobility (Benavides and Etesse, 2012; Benavides *et al.*, 2015). In the case of Lima, distinct studies have shown that many of the leading companies recruit personnel from only a handful of elite private universities (Galarza, Kogan and Yamada, 2011; Kogan, Lay and Fuchs, 2013). If we consider that these universities, in turn, disproportionately admit students from the most privileged classes (Huber and Lamas, 2017; Reátegui, Grompone and Rentería, 2022), we find ourselves in a situation in which the educational institution in itself serves as a factor of inequality (Saraví, 2015).

As for ethnicity, it is striking that the variable of ethnic-racial self-identification is not significant. Although these results appear to be encouraging, caution should be taken when considering these measurements in the Latin American region and, especially, in the case of Peru. As Sulmont (2012) revealed, there are distinct means of measuring race and ethnicity in these contexts, with distinct results in terms of exclusion dynamics. While recent literature reveals an instability of the borders between supposed races, in many Latin American countries, these borders appear to be exceptionally porous, as evidenced by the logic of the “whitening” of the population through forms of social mobility (Cadena, 1995; Portocarrero, 2013; Kogan and Galarza, 2015).

But none of the factors typically associated with different forms of inequality or differences linked to the workplace neutralize the effect of social origin on the income of the dominant class. Although educational path, especially attendance at top universities, has been shown to significantly reduce the gap between those from a privileged social background and the rest, the results of this study suggest that this is insufficient to balance these differences. Huber and Lamas (2017) found that attending elite private universities serves as a mechanism of “social closure” between the middle and upper classes. This allows the graduates of these institutions to have a major advantage during the recruitment stage of the country’s main companies (Galarza, Kogan and Yamada, 2011). However, this study reveals that these advantages not only impact entry into companies and the most prominent positions in the labor market, but they also affect the trajectory in these areas, as evidenced by the class pay gap.

Although the statistical analysis from this article suggests that social origin acts as a powerful mechanism for reproducing economic differences in the dominant sectors, it does not provide us with elements to understand how, in practice, the privilege of origin determines difference in wages. Much of the literature on gender and ethnic-racial pay gaps attempts to spontaneously explain the pay gap as a product of discrimination. Although the literature indicates the persistence of different forms of discrimination in the workplace – some quite explicit, as shown Kogan, Lay and Fuchs, 2013 – this is insufficient to explain how privileged social origin helps promote the professional career path. Beyond segregation by gender, race or educational background in the recruitment process, there are other more subtle and possibly more powerful ways to capitalize on social background. We will devote these final words to mention some of these means of reproduction of asymmetries in order to serve as an incentive for future research.

One of the ways that privileged backgrounds serve as an advantage in professional environments is through cultural affinity between individuals of different ranks. As Rivera (2012) revealed, the recruitment process for high-profile jobs tends to extend beyond the assessment of skills: candidates are often appreciated for having cultural affinities with their employers and evaluators, in terms of leisure activities, experiences and styles of presentation. This cultural matching process is nourished by the familiarity experienced by individuals coming from the same social background: familiarity in both the sense of ease in dealing with others and in their reluctance to return to their family of origin (Bourdieu, 2015: 40). This affinity not only provides advantages in access to companies and institutions, but it also gives those from a privileged

social background an advantage throughout their academic and professional career, disguising knowledge and practical expertise acquired in exclusive social circles as so-called “soft skills” (Reátegui, Grompone and Rentería, 2022; Rentería, Grompone and Reátegui, 2020).

According to Friedman and Laurison (2019), while only a few people tend to feel comfortable in prominent environments, cultural coincidence provides greater opportunities for those from privileged backgrounds to display a ‘sense of self-entitlement’. This is especially beneficial for career success. The counterpart of this process is that often times, their less privileged peers choose to exclude themselves from better job opportunities as a protective measure against the possibility of not fitting into prominent environments. Rather than open forms of discrimination and exclusion, these studies reveal that, in order to discover the causes of the class pay gap, it is necessary to understand the organizational cultures of the different professional environments in which the dominant class circulates. This means delving into the aspirations, strategies and practical logic underlying the trajectory of individuals from distinct social origins in the most prominent professional circuits of the country. Only in this way can we fully understand how social origin may leave a permanent mark.

## BIBLIOGRAPHY

- Álvarez, María (2019). “¿Los becados con los becados y los ricos con los ricos? Interacciones entre clases sociales distintas en una universidad de elite”. *Desacatos*, 59: 50-67.
- Anghel, Brindusa; Conde-Ruiz, José and Artíñano, Ignacio de (2019). “Brechas salariales de género en España”. *Hacienda Pública Española*, 229: 87-119.
- Arias, Omar; Yamada, Gustavo and Tejerina, Luis (2004). “Education, Family Background and Ra-

- cial Earnings Inequality in Brazil". *International Journal of Manpower*, 25(3/4): 355-374.
- Atkinson, Will (2017). *Class in the New Millennium. The Structure, Homologies and Experience of the British Social Space*. Oxon and New York: Routledge.
- Benavides, Martín (2004). Educación y estructura social en el Perú. Un estudio acerca del acceso a la educación superior y la movilidad intergeneracional en una muestra de trabajadores urbanos. In: P. Arregui et al. (eds.). *¿Es posible mejorar la educación peruana?: Evidencias y posibilidades*. Lima: GRADE.
- Benavides, Martín and Etesse, Manuel (2012). Movilidad educativa intergeneracional, educación superior y movilidad social en el Perú: evidencias recientes a partir de encuestas de hogares. In: R. Cuenca (ed.). *Educación superior, movilidad social e identidad*. Lima: IEP.
- Benavides, Martín; León, Juan; Haag, Frida and Cueva, Selene (2015). *Expansión y diversificación de la educación superior universitaria y su relación con la desigualdad y segregación*. Available at: <http://www.grade.org.pe/wp-content/uploads/dtd78.pdf>, access January 7, 2024.
- Bergman, Manfred and Joye, Dominique (2005). "Comparing Social Stratification Schemata: CAMSIS, CSP-CH, Goldthorpe, ISCO-88, Treiman, and Wright". *Cambridge studies in social research*, 10: 1-35.
- Bernardi, Fabrizio and Ares, Macarena (2017). Education as the (Not So) Great Equalizer: New Evidence Based on a Parental Fixed Effect Analysis for Spain. *EUI Working Papers SPS 2017/6*.
- Black, Sandra and Devereaux, Paul (2010). Recent Developments in Intergenerational Mobility. *IZA Discussion Paper No. 4866*. Available at: <http://ftp.iza.org/dp4866.pdf>, access January 2, 2024.
- Blinder, Alan (1973). "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates". *Journal of Human Resources*, 8(4): 436 - 455.
- Bourdieu, Pierre (2015). *La nobleza del estado. Educación de élite y espíritu de cuerpo*. Buenos Aires: Siglo XXI Editores.
- Bourdieu, Pierre and Passeron, Jean-C. (2009). *Los herederos. Los estudiantes y la cultura*. Buenos Aires: Siglo XXI Editores.
- Bukodi, Erzsébet and Goldthorpe, John H. (2013). "Decomposing 'Social Origins': The Effects of Parents' Class, Status, and Education on the Educational Attainment of their Children". *European Sociological Review*, 29(5): 1024-1039. doi: 10.1093/esr/jcs079
- Cadena, Marisol de la (1995). "Women Are More Indian": Ethnicity and Gender in a Community near Cuzco. In: B. Larson; O. Harris and E. Tandeter (eds.). *Ethnicity, Markets, and Migration in the Andes*. New York: Duke University Press.
- Carabaña, Julio and Fuente, Gloria de la (2015). "Facultad por Facultad. Origen familiar y empleo de los licenciados en CCSS y Humanidades de la UCM en el año 2003". *Revista Complutense de Educación*, 26(3): 983-1001.
- Castillo, Wilberth (2011). *Discriminación salarial por género en el Perú: 2003 - 2009*. Villena, Benjamin (dir.), Santiago de Chile: Universidad de Chile. [Master's Thesis].
- Clark, Damon and Bono, Emilia del (2016). "The Long-Run Effects of Attending an Elite School: Evidence from the United Kingdom". *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(1): 150-176.
- Contreras, Carlos (2000). *Centralismo y descentralismo en la historia del Perú independiente*. Available at: <https://repositorio.iep.org.pe/handle/IEP/625>, access December 26, 2023.
- Cuenca, Ricardo; Reátegui, Luciana and Oré, Sarita (2019). "Itinerarios de la educación privada en el Perú". *Educação e Sociedade*, 40: 1-16.
- Emerek, Ruth (2017). "Intersectionality - an Inter-categorical Empirical Approach". *Kvinder, Køn and Forskning*, 1: 18-31.
- Estrada, Ricardo and Gignoux, Jérémie (2017). "Benefits to Elite Schools and the Expected Returns to Education: Evidence from Mexico City". *European Economic Review*, 95: 168-194.
- Fachelli, Sandra; Torrents, Dani and Navarro-Gendejas, José (2014). "¿La universidad española suaviza las diferencias de clase en la inserción laboral?". *Revista de Educación*, 364: 119-144.
- Fang, Ray T. and Tilcsik, András (2022). "Prosocial Occupations, Work Autonomy, and the Origins of the Social Class Pay Gap". *Academy of Management Journal*, 65(3): 903-929.
- Friedman, Sam and Laurison, Daniel (2017). "Mind the Gap: Financial London and the Regional Class Pay Gap". *British Journal of Sociology*, 68(3): 474-511.
- Friedman, Sam and Laurison, Daniel (2019). *The Class Ceiling. Why it Pays to be Privileged*. Bristol and Chicago: Policy Press.

- Kogan, Luiba and Galarza, Francisco (2015). *Cuando la piel habla: Estrategias de blanqueamiento en el sistema universitario peruano*. Available at: <http://hdl.handle.net/11354/966>, access December 20, 2023.
- Galarza, Francisco; Kogan, Liuba and Yamada, Gustavo (2011). *¿Existe discriminación en el mercado laboral de Lima Metropolitana? un análisis experimental*. Available at: <https://repositorio.up.edu.pe/handle/11354/375>, access December 20, 2023.
- Gregg, Paul; Jonsson, Jan O.; Macmillan, Lindsey and Mood, Carina (2017). "The Role of Education for Intergenerational Income Mobility: A Comparison of the United States, Great Britain, and Sweden". *Social Forces*, 96(1): 121-152.
- Hall, Gillete and Patrinos, Harry A. (2012). Latin America. In: G. Hall and H. Patrinos (eds.). *Indigenous Peoples, Poverty, and Development*. New York: Cambridge University Press.
- Hansen, Marianne N.; Flemmen, Magne and Andersen, Patrick (2009). *Oslo Register Data Class Scheme (ORDC), Final report from the classification project*. Oslo: University of Oslo.
- Hirsch, Boris; König, Marion and Möller, Joachim (2013). "Is There a Gap in the Gap? Regional Differences in the Gender Pay Gap". *Scottish Journal of Political Economy*, 60(4): 412-439.
- Huber, Ludwig and Lamas, Leonor (2017). *Deconstruyendo el rombo. Consideraciones sobre la nueva clase media en el Perú*. Lima: IEP.
- Jann, Ben (2008). "The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models". *The Stata Journal*, 8(4): 453-479.
- Kogan, Liuba; Lay, Patricia and Fuchs, Rosa M. (2013). *No pero sí. Discriminación de empresas en Lima Metropolitana*. Lima: Universidad del Pacífico.
- Laurison, Daniel and Friedman, Sam (2016). "The Class Pay Gap in Higher Professional and Managerial Occupations". *American Sociological Review*, 81(4): 668-695.
- Marteletto, Leticia and Andrade, Fernando (2014). "The Educational Achievement of Brazilian Adolescents: Cultural Capital and the Interaction between Families and Schools". *Sociology of Education*, 87(1): 16-35.
- Neidhöfer, Guido; Serrano, Joaquín and Gasparini, Leonardo (2018). "Educational inequality and intergenerational mobility in Latin America: A new database". *Journal of Development Economics*, 134: 329-349.
- Ñopo, Hugo (2004). "The Gender Wage Gap in Peru 1986-2000: Evidence From a Matching Comparisons Approach". *Económica*, L(1-2): 9-37.
- Ñopo, Hugo (2012). *New Century, Old Disparities. Gender and Ethnic Earnings Gaps in Latin America and the Caribbean*. New York: Inter-American Development Bank.
- Ñopo, Hugo, Saavedra, Jaime and Torero, Maximo (2004). Ethnicity and Earnings in Urban Peru. *IZA Discussion Paper No. 980*.
- Núñez, Janier and Gutiérrez, Roberto (2004). "Class Discrimination and Meritocracy in the Labor Market: Evidence from Chile". *Estudios de Economía*, 31(2): 113-132.
- Ortiz-Ospina, Esteban; Hasell, Joe and Roser, Max (2018). *Economic Inequality by Gender*. Available at: <https://ourworldindata.org/economic-inequality-by-gender>
- Perticarà, Marcela and Tejada, Mauricio (2021). "Sources of Gender Wage Gaps for Skilled Workers in Latin American Countries". *Journal of Economic Inequality*, 20: 439-463.
- Piovani, Juan I. and Salvia, Agustín (2018). *La Argentina en el siglo XXI. Cómo somos, vivimos y convivimos en una sociedad desigual*. Buenos Aires: Siglo XXI Editores.
- Polachek, Salomon W. and Xiang, Jun (2021). The Gender Pay Gap Across Countries: A Human Capital Approach. *IZA Discussion Paper No. 8603*.
- Portocarrero, Gonzalo (2013). La utopía del blanqueamiento y la lucha por el mestizaje. In: CLACSO (ed.). *Hegemonía cultural y políticas de la diferencia*. Buenos Aires: CLACSO.
- Psacharopoulos, George and Tzannatos, Zafiris (1992). Latin American Women's Earnings and Participation in the Labor Force. *Policy Research Working Paper Series No. 856*.
- Reátegui, Luciana, Grompone, Alvaro and Rentería, Mauricio (2022). *¿De qué colegio eres? La reproducción de la clase alta en el Perú*. Lima: IEP.
- Rentería, Mauricio; Grompone, Alvaro and Reátegui, Luciana (2020). "Educados en el privilegio: trayectorias educativas y reproducción de las élites en Perú". *Revista Española de Sociología*, 29(3): 561-578.
- Rentería, Mauricio and Zárate, Patricia (2022). *La distinción silenciosa. Clases y divisiones simbólicas en el Perú*. Lima: IEP.

- Rivera, Lauren A. (2012). "Hiring as Cultural Matching: The Case of Elite Professional Service Firms". *American Sociological Review*, 77(6): 999-1022.
- Rubery, Jill and Hebson, Gail (2018). "Applying a Gender Lens to Employment Relations: Revitalisation, Resistance and Risks". *Journal of Industrial Relations*, 60(3): 414-436.
- Saraví, Gonzalo (2015). *Juventudes fragmentadas. Socialización, clase y cultura en la construcción de la desigualdad*. México D. F.: Flacso México, CIESAS.
- Scarpetta, Nathalia (2020). Aproximación a la discriminación racial en Cali: ¿se asignan salarios por color de piel? Universidad de los Andes, Documento de trabajo No. 72.
- StataCorp (2019). *Stata Statistical Software*. College Station, TX: StataCorp LLC.
- Sullivan, Alice; Parsons, Samantha; Green, Francis; Wiggins, Richard D. and Ploubidis, George (2018). "Elite Universities, Fields of Study and Top Salaries: Which Degree will Make you Rich?". *British Educational Research Journal*, 44(4): 663-680.
- Sulmont, Denis (2012). Raza y etnicidad desde las encuestas sociales y de opinión: dime cuántos quieres encontrar y te diré qué preguntar... In: C. Sanborn (ed.). *La discriminación en el Perú: balance y desafíos*. Lima: Universidad del Pacífico.
- Toro, Harold J. (2021). "Minding the Curve: The Influence of Social Origin on Earnings Inequality by Education in Mexico". *British Journal of Sociology*, 72(5): 1394-1414.
- Willis, Paul (1977). *Learning to Labor. How Working Class Kids Get Working Class Jobs*. New York: Columbia University Press.
- Zamora, José (2013). *Determinación del posible sesgo de selección en pruebas mediante la metodología de Heckman*. Costa Rica: Instituto Tecnológico de Costa Rica.
- Zimmerman, Seth D. (2019). "Elite Colleges and Upward Mobility to Top Jobs and Top Incomes". *American Economic Review*, 109(1): 1-47.

**RECEPTION:** January 10, 2024

**REVIEW:** March 28, 2024

**ACCEPTANCE:** June 24, 2024

## ANNEXES

**TABLE A1.** *Descriptive statistics of the sample*

| <b>Variables</b>                               | <b>Total sample<br/>(N=5612)</b> | <b>Privileged<br/>origin (N=1684)</b> | <b>Non-privileged<br/>origin (N=2504)</b> |
|--|----------------------------------|---------------------------------------|---|
| <b>Monthly work income (average)</b>           | 5261.38                          | 5972.74                               | 4366.84                                   |
| <b>Socio-demographics</b>                      |                                  |                                       |   |
| <b>Sex (%)</b>                                 |                                  |                                       |   |
| Male   | 80.96 %                          | 78.95 %                               | 83.70 %                                   |
| Female   | 19.04 %                          | 21.05 %                               | 16.30 %                                   |
| <b>Age (%)</b>                                 |                                  |                                       |   |
| 25 to 34                                       | 14.07 %                          | 20.44 %                               | 12.37 %                                   |
| 35 to 44                                       | 24.66 %                          | 30.67 %                               | 21.59 %                                   |
| 45 to 54                                       | 31.76 %                          | 29.91 %                               | 31.58 %                                   |
| 55 to 65                                       | 29.51 %                          | 18.98 %                               | 34.46 %                                   |
| <b>Marital status (%)</b>                      |                                  |                                       |   |
| No spouse                                      | 28.88 %                          | 30.98 %                               | 28.00 %                                   |
| With spouse                                    | 71.12 %                          | 69.02 %                               | 72.00 %                                   |
| <b>Ethnic self-identification (%)</b>          |                                  |                                       |   |
| Mestizo  | 74.80 %                          | 75.80 %                               | 71.87 %                                   |
| Indigenous                                     | 12.80 %                          | 11.75 %                               | 18.27 %                                   |
| White  | 5.52 %                           | 5.85 %                                | 3.90 %                                    |
| Afro-Peruvian                                  | 1.69 %                           | 1.44 %                                | 2.28 %                                    |
| Other/unknown                                  | 5.19 %                           | 5.15 %                                | 3.68 %                                    |
| <b>Maternal language (%)</b>                   |                                  |                                       |   |
| Spanish  | 94.61 %                          | 97.32 %                               | 94.54 %                                   |
| Indigenous language                            | 4.95 %                           | 2.02 %                                | 9.18 %                                    |
| Foreign language                               | 0.40 %                           | 0.66 %                                | 0.18 %                                    |
| Deaf   | 0.04 %                           | 0.00 %                                | 0.11 %                                    |
| <b>Area of residence (%)</b>                   |                                  |                                       |   |
| Urban  | 99.03 %                          | 99.41 %                               | 98.24 %                                   |
| Rural  | 0.97 %                           | 0.59 %                                | 1.76 %                                    |
| <b>Residence in the capital department (%)</b> |                                  |                                       |   |
| Lives in the Lima department                   | 38.40 %                          | 39.84 %                               | 59.53 %                                   |
| Lives outside of the Lima department           | 61.60 %                          | 60.16 %                               | 40.47 %                                   |



**TABLE A1.** *Descriptive statistics of the sample (Continuation)*

| <b>Variables</b>                     | <b>Total sample<br/>(N=5612)</b> | <b>Privileged<br/>origin (N=1684)</b> | <b>Non-privileged<br/>origin (N=2504)</b> |
|--------------------------------------|----------------------------------|---------------------------------------|---|
| <b>Educational measures</b>          |                                  |                                       |   |
| <b>Years of education (average)</b>  | 19.4                             | 19.61                                 | 19.31                                     |
| <b>Type of education center (%)</b>  |                                  |                                       |   |
| State                                | 48.92 %                          | 44.47 %                               | 56.69 %                                   |
| Private                              | 51.08 %                          | 55.53 %                               | 43.31 %                                   |
| <b>Type of university (%)</b>        |                                  |                                       |   |
| No higher education                  | 9.09 %                           | 3.40 %                                | 3.48 %                                    |
| Technical education                  | 4.67 %                           | 4.65 %                                | 4.41 %                                    |
| University education                 | 55.52 %                          | 24.54 %                               | 8.92 %                                    |
| Top private university               | 18.82 %                          | 55.66 %                               | 72.91 %                                   |
| Top public university                | 11.90 %                          | 11.75 %                               | 10.27 %                                   |
| <b>Human capital measures</b>        |                                  |                                       |   |
| <b>Weekly hours worked (average)</b> | 40.5                             | 40.82                                 | 39.39                                     |
| <b>Work experience (average)</b>     | 10.1                             | 8.71                                  | 11.1                                      |
| <b>Employment</b>                    |                                  |                                       |   |
| <b>Informality status (%)</b>        |                                  |                                       |   |
| Informal employment                  | 13.41 %                          | 12.94 %                               | 15.92 %                                   |
| Formal employment                    | 86.59 %                          | 87.06 %                               | 84.08 %                                   |
| <b>Company size (%)</b>              |                                  |                                       |   |
| Microenterprise                      | 33.29 %                          | 33.22 %                               | 37.00 %                                   |
| Small business                       | 15.06 %                          | 15.33 %                               | 11.26 %                                   |
| Middle and large business            | 51.44 %                          | 51.37 %                               | 51.60 %                                   |
| Not specified                        | 0.21 %                           | 0.08 %                                | 0.14 %                                    |
| <b>Occupation (%)</b>                |                                  |                                       |   |
| Economic elite                       | 9.52 %                           | 9.59 %                                | 9.23 %                                    |
| Finance professionals                | 12.90 %                          | 12.02 %                               | 12.82 %                                   |
| High level professionals             | 58.03 %                          | 57.89 %                               | 55.90 %                                   |
| Cultural elite                       | 19.36 %                          | 20.46 %                               | 21.76 %                                   |
| Technicians                          | 0.19 %                           | 0.05 %                                | 0.28 %                                    |

*Note:* A total of 1424 household heads in the sample did not respond to the question about their parents' educational level; therefore, their social origin could not be determined.

*Source:* Author's own creation.

**TABLE A2.** *List of prestigious private and public universities*

**Top private universities**

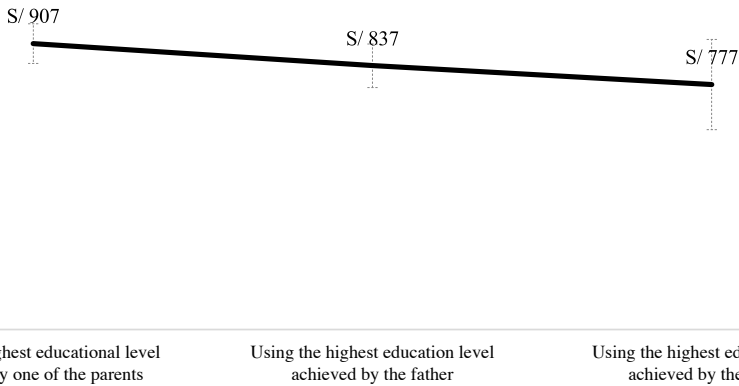
- Pontificia Universidad Católica del Perú
- Universidad Científica del Sur
- Universidad de Ciencias y Artes de América Latina
- Universidad de Lima
- Universidad de Piura
- Universidad de San Martín de Porres
- Universidad del Pacífico
- Universidad ESAN
- Universidad Peruana Cayetano Heredia
- Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas
- Universidad Ricardo Palma

**Top public universities**

- Universidad Nacional Agraria La Molina
- Universidad Nacional de Ingeniería
- Universidad Nacional Mayor de San Marcos

Source: Author's own creation.

**FIGURE A1.** *Class pay gap according to different social origin measurement strategies*



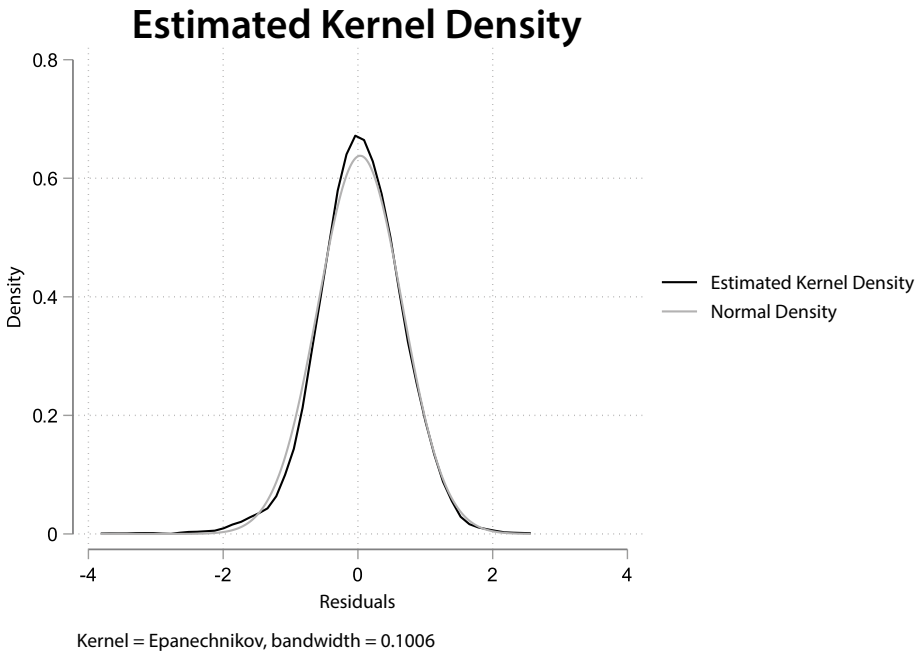
Source: Author's own creation.

**TABLE A3.** Variance inflation factors (VIF) of Model 4 from Table 1

| Variables                       | VIF   |
|---------------------------------|-------|
| Non-privileged origin           | 1.17  |
| Sex                             | 1.46  |
| Age                             | 84.37 |
| Age (squared)                   | 84.73 |
| With spouse                     | 1.45  |
| Ethnic self-identification      |       |
| Indigenous                      | 3.98  |
| Afro-Peruvian                   | 1.4   |
| Mestizo                         | 3.95  |
| Maternal language               |       |
| Indigenous language             | 1.25  |
| Foreign language                | 1.05  |
| Rural                           | 1.04  |
| Lives in the department of Lima | 1.52  |
| Years of education              | 1.58  |
| Private school                  | 1.38  |
| Type of university              |       |
| Without higher education        | 1.4   |
| Technical education             | 1.22  |
| Top private university          | 1.53  |
| Top public university           | 1.34  |
| Work experience                 | 11.32 |
| Work experience (squared)       | 10.86 |
| Hours worked per week           | 1.05  |
| Occupation                      |       |
| Economic elite                  | 1.16  |
| Finance professionals           | 1.24  |
| Cultural elite                  | 1.22  |
| Technicians                     | 1.06  |
| Informal employment             | 1.14  |
| Company size                    |       |
| Small company                   | 1.25  |
| Middle and large sized company  | 1.37  |
| Average VIF                     | 8.12  |

Source: Author's own creation.

**FIGURE A2.** Kernel density estimated from the residuals of model 4 of Table 1



Source: Author's own creation.