

P.

puntos de referencia

CENTRO
DE ESTUDIOS
PÚBLICOS

EDICIÓN DIGITAL
N° 701, JULIO 2024

HUMANIDADES Y CIENCIAS SOCIALES

Otra mirada a la frustración en Chile. Análisis a la privación relativa salarial en la última década

MAURICIO SALGADO, CÉSAR GAMARRA Y MATÍAS DÍAZ



RESUMEN

- Se ha señalado que la masificación de la educación superior en Chile produjo una devaluación o inflación de los certificados, resultando en bajos retornos, desempleo y endeudamiento para una proporción importante de profesionales. Esto habría generado, frustración, malestar y movilización política.
- Implícito en esta descripción está un mecanismo de comparaciones interpersonales conocido en la literatura como *privación relativa*. Esta afirma que la frustración surge cuando las personas se perciben en desventaja frente a otros similares a ellos.
- En el presente documento se propone y evalúa empíricamente la privación relativa salarial por ocupaciones, utilizando para ello la serie de datos de la encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) desde el año 2009 al 2022. Se considera que los individuos ocupados están relativamente privados cuando su salario es menor que el de otros en su mismo grupo ocupacional. Se presenta además un perfilamiento de las personas privadas relativamente por salarios.
- El análisis detecta tres resultados importantes. Primero, la privación relativa salarial ha caído en todos los grupos ocupacionales en la última década, sugiriendo menores niveles de frustración con las recompensas obtenidas en el mercado laboral. Segundo, las ocupaciones profesionales y técnicas —aquellas que requieren mayor educación— muestran niveles de privación relativa más altos en el período. Tercero, se identifican dos perfiles de personas con altos niveles de privación relativa. Un primer grupo —adultos jóvenes, con 15 años de escolaridad— se ha mantenido relativamente estable en el período. Los trabajadores de este grupo acceden a ocupaciones de alto estatus social, aunque con bajos salarios. Un segundo grupo lo constituyen trabajadores no especializados, en empleos de bajo estatus y con una media de 9 años de escolaridad, que pasó de representar 9,2% a 5,5% de los insatisfechos con sus salarios.
- El análisis sugiere entonces que la frustración con los salarios en el mercado laboral ha caído en la última década, aunque su evolución es heterogénea entre los grupos ocupacionales. Además, muestra que la reflexión académica y la política pública, que se ha enfocado en la frustración de los grupos profesionales, no debiera obviar que aún existen altos niveles de privación relativa salarial entre los trabajadores de menor estatus social, que no debe quedar desentendida.

Palabras clave: aspiraciones educacionales, frustración, meritocracia, ocupaciones, privación relativa, salarios

MAURICIO SALGADO es investigador del Centro de Estudios Públicos.

CÉSAR GAMARRA es investigador Asistente del Centro de Estudios Públicos.

MATÍAS DÍAZ es estudiante de magister en sociología de la P. Universidad Católica de Chile.

Los autores agradecen los aportes de Javier Núñez (Facultad de Economía de la Universidad de Chile) y comentarios de Aldo Mascareño y Sebastián Izquierdo (investigadores del Centro de Estudios Públicos) a una versión anterior de este documento. Los autores mantienen la responsabilidad sobre cualquier error en el texto.

1.

INTRODUCCIÓN

Entre las causas del malestar social tras la llamada primavera chilena de octubre del 2019 (Somma et al. 2020) se suele mencionar la frustración de expectativas que generó, especialmente entre los jóvenes, la masificación de la cobertura de educación superior vivida en el país durante los últimos 20 años. Los sondeos de opinión de la época confirmaron la asociación entre protesta y jóvenes con algún nivel de educación terciaria. Por ejemplo, utilizando los datos de la Encuesta del Centro de Estudios Públicos (CEP) número 84, realizada entre noviembre del 2019 y enero del 2020, Cox, González y Le Foulon (2024) mostraron que un 62% de los encuestados caracterizados como manifestantes fuertes en todo el país tenían menos de 36 años y un 40% de ellos al menos un año de educación superior. Desde entonces, varios autores concuerdan en que la expansión de la educación superior produjo una desvalorización de los certificados que posee una parte importante de los titulados de la educación terciaria, generando una frustración de expectativas.

La masificación de la educación superior habría sembrado entonces la semilla de una frustración generacional que germinó en la primavera chilena. Para Brunner, por ejemplo, “la masificación y universalización de la educación terciaria (...) produjo un desajuste de las oportunidades de empleo, ingreso, reconocimiento y bienestar disponibles en la sociedad. La protesta representa por tanto una rebelión frente a ese desajuste (...) una respuesta a una situación colectiva de desengaño y frustración generacional” (Brunner 2021, p. 76). Carlos Peña también ha identificado el vínculo entre expansión educativa y mayor frustración, destacando el carácter *posicional* de los títulos académicos (Bol 2015; Shavit y Park 2016). Para Peña, “mientras más gente accede a esos bienes, la frustración es mayor” (Peña 2020, p. 127). En la misma línea, recientemente Pablo Ortúzar ha sostenido que la masificación lleva a muchos estudiantes a valorar la educación superior “de acuerdo con su significado antes de que se masificara” (Ortúzar 2024, p. 39). Luego, cuando descubren en el mercado laboral que los sacrificios en los que incurrieron por estudiar fueron desproporcionados en relación con las recompensas a las que acceden, “cuando el valor real del título devaluado es actualizado, vienen la frustración y la rabia” (Ortúzar 2024, pp. 39-40).

La frustración se habría producido por la caída tanto en los retornos económicos de los certificados —que siguen siendo positivos— como del estatus simbólico asociado a su posesión, además de un contexto económico de relativo estancamiento que impidió absorber la creciente oferta de trabajo calificado (Ferreya et al. 2017; Ortúzar 2024; Peña 2020; Riquelme Silva y Olivares-Faúndez 2015; Urzúa 2012). Recordemos que la matrícula en programas técnicos, profesionales, universitarios y de postítulos prácticamente se duplicó en los últimos tres lustros, pasando de 776.900 el año 2007 a

1.341.907 el 2023. En el mismo período, el número anual de nuevos titulados se triplicó, elevándose de 89.814 jóvenes el 2007 a 268.712 el 2022. Hoy, un 41% de la población entre 25-34 años ha accedido a la educación terciaria, levemente por debajo de la cobertura promedio de los países de la OCDE (47%), similar a la de Finlandia o Polonia (41%), y muy por sobre la de países latinoamericanos como Colombia (31%), Costa Rica (30%) y México (27%) (OECD 2022).

Al centro de la asociación entre masificación de la educación superior y malestar está el supuesto de que los jóvenes graduados realizan un doble proceso de comparación de gratificaciones, tanto esperadas como conquistadas, *respecto* de las obtenidas por otros similares a ellos (i.e., quienes poseen una certificación de habilidades equivalente). Se trata de un mecanismo de comparaciones interpersonales que la literatura conoce como *privación relativa*. La teoría de la privación relativa tiene una larga tradición en la sociología (Merton 1950; Stouffer 1965). Ella establece que cuando los individuos se comparan con otros que considera similares y encuentran que en esta comparación les falta algo, son discriminados o están en desventaja, incuban sentimientos de frustración que pueden motivarlos a migrar, a la acción colectiva para cambiar la situación, a alterar sus atributos personales o, finalmente, a internalizar dicha frustración, lo que puede provocar sentimientos de angustia o desesperanza (Smith et al. 2012). En términos simples, la teoría sugiere que las personas no experimentan insatisfacción debido a sus condiciones materiales absolutas, sino más bien en función de si estas son mejores o peores en comparación con aquellas alcanzadas por otros individuos relevantes con quienes se comparan. Este mecanismo, aunque asumido, no ha sido explicitado ni menos evaluado empíricamente en el país.

Al centro de la asociación entre masificación de la educación superior y malestar está el supuesto de que los jóvenes graduados realizan un doble proceso de comparación de gratificaciones que la literatura conoce como privación relativa.

Los rendimientos que ofrece el análisis de la privación relativa son múltiples. Primero, se trata de un mecanismo que permite conectar dos fenómenos macrosociales: la masificación de la educación superior y el malestar generado entre los graduados. Las ciencias sociales contemporáneas promueven explicaciones basadas en *mecanismos generativos*, aquellas que describen cómo los individuos producen el fenómeno social de interés (Goldthorpe 2001; Hedström 2005, 2009; Salgado 2023; Salgado y Gilbert 2013). La especificación de la privación relativa proporciona un mecanismo gene-

rativo, ofreciendo una mejor comprensión sobre las fuentes del malestar en Chile. Segundo, la teoría de la privación relativa es lo suficientemente generalizable para observarse en diferentes grupos, no solo entre quienes acceden a la educación superior. Esto permite capturar mejor la complejidad del malestar en Chile, ampliando la mirada también a quienes no acceden a la educación terciaria. Finalmente, la privación relativa puede ser medida en diferentes momentos, lo que permite describir su trayectoria.

Este documento propone y analiza empíricamente la *privación relativa salarial* en Chile, usando la serie de datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN), desde 2009 al 2022. Se considera que los individuos ocupados están relativamente privados si su salario es menor que el de otros que están actualmente en su mismo grupo ocupacional. Los resultados del análisis muestran una disminución de la privación relativa salarial en la última década, aunque menos pronunciada en ocupaciones que requieren mayor escolaridad. Al analizar quienes son los relativamente privados del período, se distinguen cinco grupos de personas. Un 11% de adultos jóvenes, con 15 años de escolaridad promedio y altos niveles de privación relativa ha crecido levemente desde 2009. Se trata del personaje principal de la descripción sobre el malestar en Chile. Otro grupo de jóvenes adultos con 15 años de escolaridad y bajos niveles de privación relativa aumentó desde 18,1% a 25,6%. Un tercer grupo de trabajadores no especializados con altos niveles de frustración ha disminuido de 9,2% a 5,5%. Los otros dos grupos, trabajadores no especializados y técnicos iniciales con bajos niveles de privación relativa, representan una proporción conjunta que varió del 62% a 57% en el período analizado. Dado el énfasis que hemos dado en las ciencias sociales locales a la frustración entre los profesionales, sabemos muy poco de estos tres últimos grupos.

La teoría de la privación relativa es lo suficientemente generalizable para observarse en diferentes grupos, no solo entre quienes acceden a la educación superior.

El documento se estructura de la siguiente manera: la Sección 2 conceptualiza y formaliza la privación relativa salarial por ocupaciones. La Sección 3 describe los datos utilizados para medirla y la Sección 4 detalla la estrategia empírica. La Sección 5 presenta los principales resultados y la Sección 6 discute algunas implicancias de los resultados. El documento finaliza con algunas conclusiones.

2.

CONCEPTUALIZACIÓN DE LA PRIVACIÓN RELATIVA

La privación se refiere a la falta de bienes y recursos, tanto materiales como simbólicos, que pueden afectar a las personas. Este déficit puede ser absoluto, como la carencia de recursos para cubrir necesidades básicas, o relativo, que ocurre cuando las personas no pueden costear lo que la mayoría en su entorno puede. Cuando esta constatación de estar en desventaja se percibe como injusta, se generan sentimientos de frustración y rabia (Smith et al. 2012). La privación relativa surge entonces de comparar las propias condiciones de vida con las de un grupo de referencia, que puede incluir ocupaciones, territorios, afiliaciones étnicas, género o edad (Pettigrew 2015). Las emociones de insatisfacción, frustración y rabia que suscita la privación relativa tienen consecuencias negativas para el bienestar de quien la sufre, siendo vinculada en la literatura con una mayor mortalidad, peor salud autorreportada, depresión, tabaquismo y obesidad (Eibner y Evans 2005; Salti 2010; Stewart 2006; Subramanyam et al. 2009). La privación relativa también puede actuar como un poderoso motivador para la acción colectiva (Crosby 1976; Otten 2020; Power, Madsen, y Morton 2020; Sung, Qiu, y Marton 2021).

Runciman (1966) definió cuatro condiciones para que una persona se considere privada relativamente respecto a un bien: (1) no tiene el bien; (2) ve a otros en posesión del bien; (3) desea tener el bien; y (4) cree que es posible obtenerlo. Las comparaciones sociales (2 y 4) y el deseo no satisfecho (1 y 3) generan el sentimiento de privación (Stark y Taylor 1989).

Privación relativa salarial

La privación relativa salarial destaca los procesos de comparación social con un grupo de referencia, es decir, con otros individuos pertenecientes a una misma categoría ocupacional. Así, la idea del grupo de referencia hace congruente la comparación entre individuos dentro de un mismo grupo, y canaliza la sensación de (in)satisfacción que el individuo siente en función de su posición relativa en dicho grupo.

En el presente estudio utilizamos la métrica de privación relativa salarial por ocupaciones propuesta por Stewart (2006), basada en la literatura sobre medición de la pobreza de Foster y Shorrocks (1991) y Foster et al. (1984). Stewart mide la privación relativa considerando la distancia cuadrática de los salarios individuales por debajo de una línea de privación, calculada a partir de la media de ingresos del grupo de referencia. En su estudio, Stewart demuestra que mayores niveles privación relativa salarial se asocian con menores niveles de salud autorreportada y felicidad. En el Anexo A1 del presente documento se presentan las innovaciones de esta propuesta y en Anexo A2 el modelo empírico.

3.

DATOS

Los datos provienen de la encuesta CASEN para los años 2009, 2011, 2013, 2015, 2017 y 2022¹. La versión 2020 de CASEN fue excluida por la falta de variables clave, como las horas trabajadas semanalmente. La información fue consolidada aplicando los siguientes criterios de selección: personas activas laboralmente, entre 25-60 años, y que trabajan entre 20 a 60 horas semanales. Estas restricciones buscan enfocar el análisis en individuos que generan ingresos tras salir de la educación superior pero que aún no están jubilados, y que trabajan un número de horas a la semana que va entre una jornada parcial y una jornada completa más el 50% de la misma². El total de observaciones por año se presenta en la Tabla 1.

TABLA 1. Cantidad de observaciones por año (CASEN)

| | Frecuencia | Porcentaje | Acumulado |
|-------|------------|------------|-----------|
| 2009 | 57.433 | 16,61 | 16,61 |
| 2011 | 49.227 | 14,24 | 30,85 |
| 2013 | 55.387 | 16,02 | 46,87 |
| 2015 | 71.778 | 20,76 | 67,63 |
| 2017 | 59.597 | 17,24 | 84,87 |
| 2022 | 52.324 | 15,13 | 100,00 |
| Total | 345.746 | 100,00 | |

NOTA: A primera vista, pareciese que 2015 está sobre-representado en la muestra. Esto se corrige al estimar el porcentaje de población que representan utilizando el factor de expansión.

FUENTE: Elaboración propia en base a CASEN 2009-2022.

Los grupos de referencia para cada individuo se construirán a partir de las categorías ocupacionales a las que pertenecen³. El uso de categorías ocupacionales para generar los grupos de referencia está respaldado por la literatura, ya que el entorno laboral es un espacio significativo para las personas. Clark

¹ Para las versiones 2009, 2011 y 2013 se utiliza la base de datos que no multiplica por algún factor de ajuste los ingresos reportados de las familias e individuos, esto para hacer comparables las estimaciones al unir dichas bases con las correspondientes a 2015, 2017 y 2022, que no son multiplicadas por un factor de ajuste.

² Además, debido a la gran dispersión de esta variable, con una importante asimetría positiva (cola larga a la derecha de la distribución), se recortó la muestra a los percentiles 0,5 y 99,5 del ingreso laboral por hora trabajada, por categoría ocupacional y año. La categoría ocupacional utilizada fue la de ISCO 88 de 2 dígitos, de modo de utilizar información más granular y evitar que el recorte sea específico a un subgrupo en particular, en grupos ocupacionales que poseen marcadas diferencias a través de sus subgrupos de 2 dígitos.

³ Para el análisis se han utilizado los grupos mayores (un dígito) pertenecientes a la clasificación ISCO 88.

y Senik (2010) y Senik (2009) reportaron que los colegas de trabajo son los grupos de referencia más importantes en términos de comparación de ingresos. Además, siguiendo a Stewart (2006), se utilizarán los ingresos del trabajo individuales (llevados a valor hora) para determinar el grado de privación relativa.

4.

APROXIMACIÓN EMPÍRICA

Privación relativa acumulada grupal

Una de las innovaciones de la formulación de Stewart (2006) por sobre otras —como la de Yitzhaki (1979)— radica en la posibilidad de estimar una tasa de privación relativa acumulada dentro de cada grupo de referencia. Esto permite establecer cómo ha variado la privación relativa salarial a lo largo de la última década por grupos ocupacionales, utilizando los datos CASEN 2009 a 2022. Formalmente, estimaremos la privación relativa salarial por ocupaciones como la sumatoria de la distancia entre la línea de privación y el ingreso laboral por hora al cuadrado dentro de cada grupo k (representado por la clasificación de ocupaciones ISCO-88 de 1 dígito), dividido por la cantidad de personas en el grupo k y la línea de referencia al cuadrado, para cada período t (ver Ecuación 3 en el Anexo A2 del presente documento). La tasa resultante pertenece al conjunto $[0,1)$.

Perfilamiento de la privación relativa salarial por ocupaciones en Chile

Para analizar la composición sociodemográfica de los individuos con diferentes niveles de privación relativa, se complementará la estimación con un análisis de conglomerados de *k-medias* (Kaufman y Rousseeuw 2009). Este algoritmo de aprendizaje no supervisado agrupa las observaciones en *clusters* optimizando las asignaciones hasta encontrar el ajuste que minimiza la suma de los cuadrados dentro de cada grupo. El análisis de conglomerados se realizó a todas las personas ocupadas y privadas relativamente, utilizando un conjunto de variables que serán descritas a continuación. Para determinar el número óptimo de grupos, se realizó el análisis *k-medias* con diferentes valores de k , evaluando la reducción proporcional de la suma de cuadrados de los datos. Se exploraron resultados definiendo de 2 a 20 grupos, seleccionando el número que maximiza la interpretación y minimiza la fragmentación.

Variables utilizadas en el análisis de conglomerados

Privación relativa salarial individual (D_i)

Utilizamos la tasa de privación relativa salarial propuesta por Stewart (2006), representada como D_i en la Ecuación 2 del Anexo A2, considerando solo a los relativamente privados. Los individuos no privados (satisfechos) no poseen una métrica de distancia respecto de la línea de privación ocupacional y, por lo tanto, tienen un valor $D_i=0$.

Salario por Hora

La privación relativa se basa en el salario por hora y la ocupación. Por ello, incorporamos el salario por hora, estimado a partir de la información disponible en CASEN. En los análisis de conglomerados, hemos estandarizado el salario por cada año de CASEN para controlar el efecto de la inflación y el crecimiento económico, asegurando que las variaciones en salarios reflejen diferencias reales en las ocupaciones y no solo ajustes inflacionarios.

Índice Socioeconómico Internacional de Estatus Ocupacional (ISEI)

Para analizar similitudes en términos de estatus ocupacional, utilizamos el Índice Socioeconómico Internacional de Estatus Ocupacional (ISEI). El ISEI mide los atributos de las ocupaciones que permiten convertir los niveles educacionales en ingresos (Ganzeboom y Treiman 1996), maximizando el efecto indirecto de la educación en el ingreso a través de la ocupación y minimizando el efecto directo de la educación sobre el ingreso.

Años de escolaridad

Los años de escolaridad reflejan la inversión en capital humano (Schultz 1962). Esta variable captura el tiempo, dinero y esfuerzo individual invertidos para alcanzar mayores niveles educacionales y, en teoría, mejores condiciones de vida mediante un salario mayor. La heterogeneidad en la renta producida por el mismo nivel de inversión en capital humano puede generar frustración entre quienes logran menores salarios con similares años de escolaridad (Otten 2020).

Edad

La edad es crucial para interpretar el malestar generacional en Chile, especialmente entre jóvenes profesionales, por lo que también fue incluida en el análisis de conglomerados.

5.

RESULTADOS

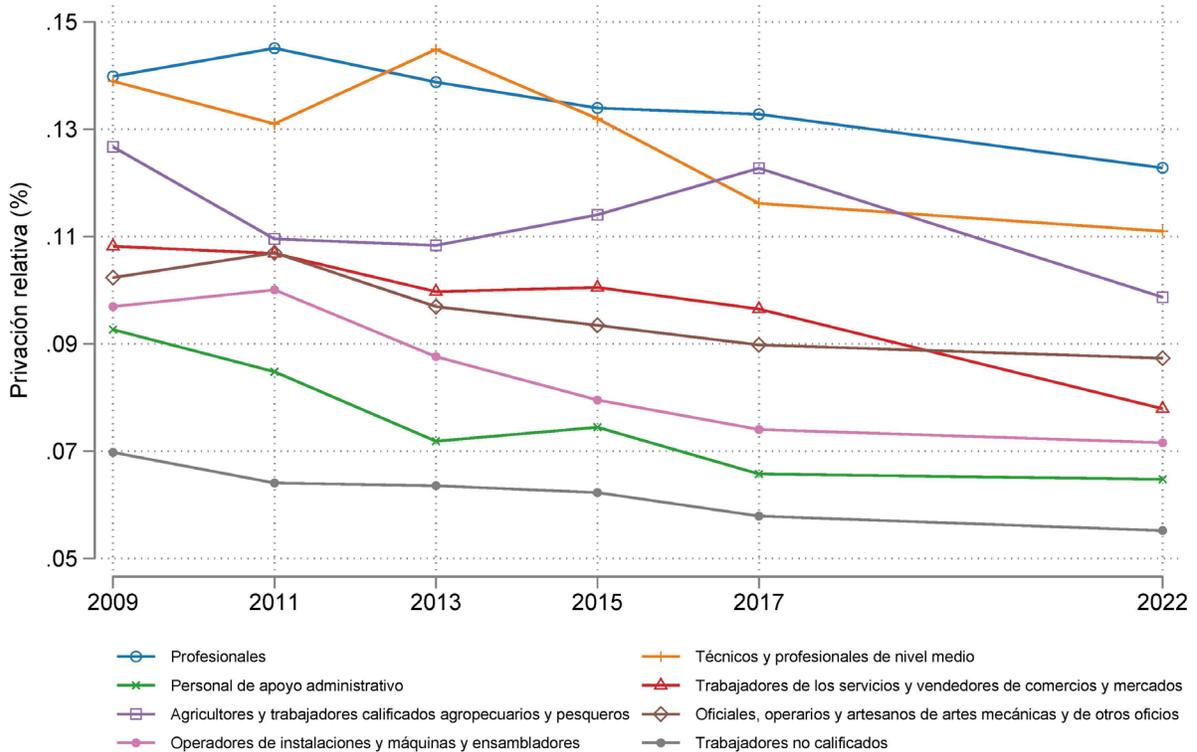
Privación relativa salarial acumulada por ocupaciones

La tasa de privación relativa puede ser consolidada por categorías de membresía individual relevantes. En este estudio se han elegido las categorías ocupacionales, pues permiten una mejor aproximación a la supuesta mayor frustración de los sectores más educados en el mercado laboral. En la Figura 1 se presenta la evolución de la privación relativa por macro-categorías ocupacionales ISCO-88 (de 1 dígito) para el período 2009-2022. El primer patrón que se vislumbra es la tendencia negativa de la tasa de privación relativa a través de prácticamente todas las ocupaciones. Esta tendencia a la baja va en consonancia con la reducción de la pobreza y la (ligera) caída de los índices de desigualdad que ha experimentado Chile en la última década (Candía y Engel 2018; Larrañaga, Echeopar, y Grau 2022). Además, se observa que las categorías ocupacionales más complejas —aquellas que requieren mayores años de escolaridad— registran, comparativamente, los niveles más altos de privación relativa salarial. Así, los tres tipos de empleos que tienen una tasa más alta durante el período son los “profesionales, científicos e intelectuales”, “técnicos y profesionales de nivel medio” y “agricultores y trabajadores calificados agropecuarios y pesqueros”⁴. En el otro extremo, las categorías de ocupaciones elementales —“trabajadores no calificados” y “personal de apoyo administrativo”— describen una menor tasa de privación relativa en todo el período.

A partir de la Figura 1 podemos observar también que los grupos ocupacionales que han experimentado una caída más pronunciada en términos de privación relativa acumulada son el de “personal de apoyo administrativo” y “operarios de máquinas y ensambladores”, con una caída del 30% y 26% de la privación relativa respectivamente. Las categorías ocupacionales que han experimentado una menor caída en el período de estudio son las ocupaciones “profesionales, científicos e intelectuales” y “técnicos y profesionales de nivel medio”, con un 11% y 12% respectivamente. Es decir, las ocupaciones que, por su mayor grado de complejidad, requieren de una preparación educacional más alta y, por tanto, mayor inversión en capital humano, las caídas son menos pronunciadas. Este resultado da sustento a la hipótesis de una mayor frustración con las recompensas alcanzadas entre los sectores más educados de la economía.

⁴ Se excluye la categoría 1 de “directores y gerentes” debido a que son un grupo demasiado heterogéneo para ser comparado. Esta categoría comprende a “miembros del poder ejecutivo y de los cuerpos legislativos y personal directivo de la administración pública y de empresas”. De esto se desprende que la comparación entre legisladores, altos ejecutivos de grandes empresas y dueños de pequeñas empresas serían integrados en un mismo grupo, lo que carece de congruencia.

FIGURA 1. Privación relativa por categoría ocupacional ISCO 88 de 1 dígito (2009-2022), CASEN



FUENTE: Elaboración propia en base a CASEN 2009-2022.

Análisis de conglomerados empíricos

El análisis hasta ahora muestra que la privación relativa salarial ha disminuido de modo heterogéneo entre las ocupaciones en la última década, aunque las ocupaciones de profesionales y técnicas registran las mayores tasas en términos comparados, con una caída menos pronunciada que la de otros grupos. Sin embargo, el análisis no permite perfilar a quienes están privados ocupacionalmente. ¿Qué características poseen estas personas?

Para responder a esta pregunta, se realizó un análisis de conglomerados empíricos que clasifica a los individuos en grupos, minimizando la distancia entre los individuos dentro de cada conglomerado y maximizando la distancia entre los diferentes grupos. La cantidad óptima de grupos se determinó calculando la reducción proporcional de la suma de cuadrados de k grupos respecto de $k-1$. Se obtuvo una solución óptima con cinco grupos ($k=5$), mostrando una reducción del 9% en la suma de cuadrados respecto a la solución anterior ($k=4$) y sin mayores reducciones al aumentar el número de grupos. La Figura A3 del Anexo muestra algunas visualizaciones de selección óptima de conglomerados. La Tabla 2 presenta los estadísticos descriptivos de cada grupo obtenido por el análisis de conglomerados.

TABLA 2. Caracterización de los conglomerados empíricos de los privados relativamente

| Clusters | | D_i | Salario por hora | Escolaridad | Edad | Mujer | ISCO2 | ISEI |
|----------|-------|-----------|------------------|-------------|-------|-------|-------|-------|
| 1 | Media | 0,083 | 8.113 | 9,01 | 50,59 | 0,38 | 7,444 | 27,08 |
| | DE | 0,077 | 2,258 | 3,26 | 5,70 | 0,49 | 1,710 | 8,65 |
| | | N=77.566 | | | | | | |
| 2 | Media | 0,085 | 20.424 | 15,76 | 39,25 | 0,57 | 2,968 | 59,79 |
| | DE | 0,072 | 9.077 | 2,07 | 9,17 | 0,50 | 876 | 10,71 |
| | | N=38.383 | | | | | | |
| 3 | Media | 0,476 | 3.611 | 8,85 | 45,62 | 0,45 | 6,992 | 29,01 |
| | DE | 0,145 | 1.606 | 3,46 | 8,96 | 0,50 | 1,749 | 8,87 |
| | | N=20.765 | | | | | | |
| 4 | Media | 0,379 | 10.780 | 15,12 | 34,58 | 0,57 | 3,111 | 57,75 |
| | DE | 0,125 | 4.829 | 2,18 | 8,18 | 0,50 | 1,144 | 12,06 |
| | | N=20.478 | | | | | | |
| 5 | Media | 0,089 | 8.656 | 11,78 | 33,24 | 0,40 | 6,697 | 31,61 |
| | DE | 0,080 | 2.381 | 2,20 | 5,61 | 0,49 | 1,898 | 9,04 |
| | | N=72.543 | | | | | | |
| Total | Media | 0,144 | 10.847 | 11,94 | 40,64 | 0,45 | 5,780 | 38,74 |
| | DE | 0,156 | 7.089 | 3,78 | 10,13 | 0,50 | 2,474 | 16,94 |
| | | N=229.735 | | | | | | |

NOTA: El salario por hora se encuentra en precios de noviembre 2022. ISCO2 se refiere a la categoría ocupacional ISCO88 de 2 dígitos. La inclusión de esta variable permite interpretar qué categoría ocupacional "en promedio" existe en cada conglomerado (o cuál es la más representativa de ese grupo). DE = Desviación estándar.

FUENTE: Elaboración propia en base a CASEN 2009-2022.

Los cinco grupos tienen las siguientes características:

- Grupo 1: “No especializados con baja privación relativa”. Este conglomerado concentra trabajadores con niveles bajos de privación relativa salarial, alcanzando una tasa media de 0,08. Su salario por hora es de \$8.108 y alcanzan 9 años de escolaridad en promedio. Compuesto en un 38% por mujeres, la edad media en este grupo es de 51 años. Los integrantes de este conglomerado se concentran en ocupaciones de “oficiales, operarios y artesanos mecánicos”, que generalmente requieren niveles educativos bajos y ofrecen salarios modestos. Incluye empleos de bajo estatus ocupacional en servicios, ventas minoristas y trabajos manuales no especializados.
- Grupo 2: “Profesionales con baja privación relativa”. Este grupo presenta niveles de privación relativa salarial bajos, similares al Grupo 1, pero con características muy distintas. Con el mayor ingreso promedio por hora de los cinco conglomerados (\$20.157), los integrantes de este grupo alcanzaron un promedio de 15 años de escolaridad, lo que indica que la mayoría cursó estudios

superiores. La edad promedio es de 40 años, y un 58% son mujeres. El índice ISEI promedio es de 59,79, lo que indica ocupaciones con requisitos educativos significativos y generalmente mejores salario, incluyendo profesionales como ingenieros, médicos, técnicos especializados y administradores de nivel medio.

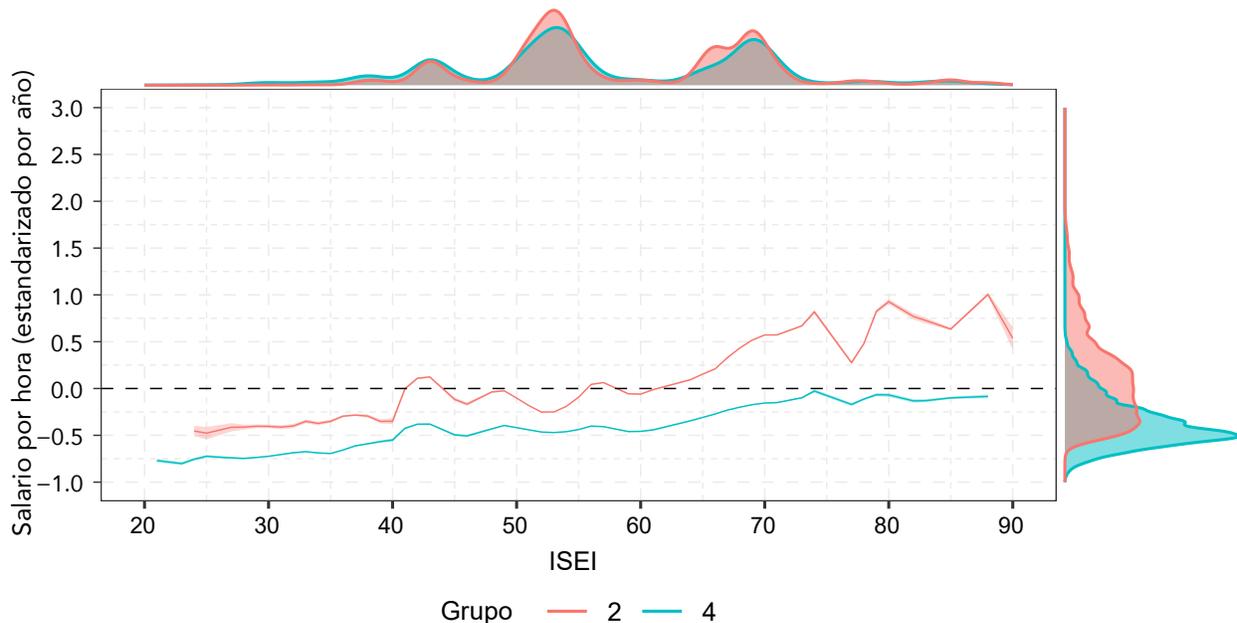
- Grupo 3: “No especializados con alta privación relativa”. Este grupo es similar al Grupo 1 en términos de estatus ocupacional y edad, con un promedio de 46 años. Sin embargo, obtienen el salario por hora más bajo de todos los grupos (\$3.611) y tienen la tasa de privación relativa más alta (0,476). Los integrantes de este grupo trabajan en empleos de bajo estatus social, con menor requisito educativo, en sectores como la hospitalidad, trabajos manuales simples y producción. Es el grupo con mayor privación relativa salarial y, por tanto, con mayor malestar.
- Grupo 4: “Profesionales con alta privación relativa”. Este grupo también presenta elevados niveles de privación relativa, con la segunda tasa más alta entre los cinco *clusters* identificados (0,379). Su media salarial por hora es de \$10.780, el segundo más alto, pero considerablemente menor que el del Grupo 2. Los trabajadores en este grupo son profesionales o técnicos jóvenes, con una edad media de 35 años y 15 años de escolaridad promedio. Con un índice ISEI de 57,75, incluyen ocupaciones de alto estatus como administración, profesiones liberales y técnicos especializados. Un 57% de este grupo son mujeres.
- Grupo 5: “Técnicos iniciales con baja privación relativa”. Este grupo presenta bajos niveles de privación relativa salarial, similares a los del Grupo 1. Sus salarios por hora y años de escolaridad son también similares a los del Grupo 1, pero son más jóvenes (media de 33,24 años) y un estatus ocupacional ligeramente superior. Las ocupaciones incluyen trabajos técnicos de nivel inicial, algunos roles administrativos o de supervisión en comercios y servicios.

El análisis de conglomerados identifica por tanto dos grupos de profesionales, los grupos 2 y 4. Ambos alcanzan un promedio similar de años de escolaridad (15 años), edad (40 vs 35 años), composición de género (57% de mujeres) y estatus ocupacional (59 vs 57). Sin embargo, el Grupo 4 tiene una tasa promedio de privación relativa salarial 4,5 veces mayor que el Grupo 2. Aunque ambos grupos alcanzan ocupaciones de estatus similar, el Grupo 4 recibe una remuneración significativamente menor, lo que refleja una paradoja en su posición socioeconómica. Estos profesionales con altos niveles de privación relativa no están en “ocupaciones simples”, pero obtienen una remuneración baja comparada con sus pares del Grupo 2. En este grupo está el “profesional descontento”, personaje central de las descripciones que vinculan la masificación de la educación terciaria con el malestar en Chile.

La Figura 2 permite profundizar en las diferencias entre los grupos 2 y 4. En ella se presentan los resultados de una regresión polinómica local que evalúa la brecha de salarios estandarizados entre ambos conglomerados, en función del estatus ocupacional (ISEI), para el período 2009-2022. Este método permite ajustar una línea a los datos de manera precisa sin asumir una forma funcional específica (Fan y Gijbels 1996). Los resultados muestran una brecha creciente de salarios estandarizados en favor del conglomerado 2 para cada nivel de estatus ocupacional medido por ISEI. Además, en la Figura 2 se

incluyen las distribuciones de las variables de ingreso y ocupación en los márgenes del gráfico. Como se aprecia, las densidades de las distribuciones de estatus ocupacional son prácticamente iguales para ambos grupos, lo que permite concluir que poseen niveles similares de prestigio ocupacional. Sin embargo, las densidades de salario difieren notablemente. Es más probable que los individuos del Grupo 4 se encuentren en la parte baja de la escala de salario estandarizados, con una distribución sesgada positivamente y muy puntiaguda. En contraste, la distribución de densidad del Grupo 2 es más plana, sugiriendo que es más probable observar individuos por encima de la media estandarizada de salarios en comparación con el Grupo 4. Esta discrepancia entre el Grupo 2 y 4 no es explicada en su totalidad por las diferencias en otras variables como: edad y años de escolaridad (ver Anexo A3).

FIGURA 2. Regresión polinómica local para estatus ocupacional e ingreso por hora para los grupos dos y cuatro.

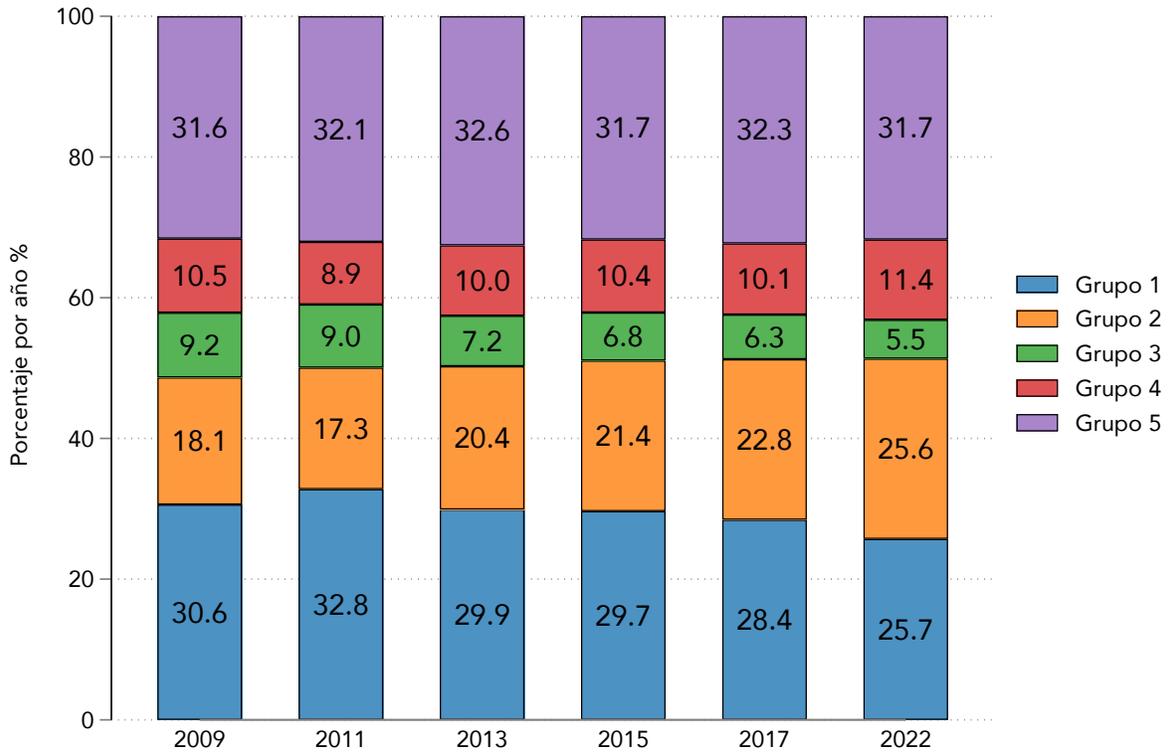


NOTA: La figura incluye a los márgenes la distribución de los casos. A la derecha se muestra la distribución de casos de ingreso por hora para cada grupo, mientras que a la izquierda se muestra la distribución de casos de estatus ocupacional para cada grupo. El width utilizado para la regresión es igual a 2, kernel Epanechnikov.

FUENTE: Elaboración propia en base a CASEN 2009-2022.

Continuando con el análisis de los restantes conglomerados, el Grupo 3 también destaca por presentar altos niveles de privación relativa salarial. Los trabajadores en este grupo obtienen el ingreso por hora promedio más bajo de los cinco grupos identificados, alcanzando además solo 9 años de escolaridad promedio. Se trata de trabajadores (mayoritariamente hombres) en empleos rutinarios y de bajo estatus social, ya en la madurez laboral, pero aún a mitad de camino de la edad de jubilación (sus integrantes tienen una media de 46 años). Por su elevada tasa promedio de privación relativa que alcanza, también en este grupo se estaría incubando una alta frustración e insatisfacción, pero ha sido un grupo menos estudiado por las ciencias sociales locales.

FIGURA 3. Proporción de grupos sobre el total de personas para cada año del período



FUENTE: Elaboración propia en base a CASEN 2009-2022.

La Figura 3 muestra un gráfico de barras apiladas con la evolución de la proporción de los cinco grupos a través de los años analizados. Así, el gráfico presenta, para cada año, la composición de los conglomerados sobre el total de personas con privación relativa. La principal tendencia es el fuerte aumento de los profesionales jóvenes con altos salarios y baja privación relativa (Grupo 2), cuya proporción aumentó en un 41% dentro del total de relativamente privados por salarios entre 2009 y 2022. En contraste, el grupo de profesionales con altos niveles de privación relativa salarial (Grupo 4) muestra un leve aumento, pasando de 10,5% en 2009 a 11,4% en 2022.

Además, la Figura 3 permite una doble lectura. Primero, al considerar a los grupos con mayores niveles de escolaridad (sumando los grupos 2 y 4), su representación dentro del total de los relativamente privados por salario ha aumentado de 29% en 2009 a 37% en 2022. Esta tendencia sugiere un incremento en la frustración entre aquellos que más han invertido en capital humano. Segundo, el análisis de conglomerados empíricos también permite observar tendencias de privación relativa más allá de los profesionales. La Figura 3 muestra una fuerte reducción, de 40%, en la incidencia de los trabajadores sin especialización, pero con altas tasas de privación relativa (Grupo 3). Sumando este grupo a los

no especializados con baja privación relativa (Grupo 1), la incidencia de personas sin especialización terciaria dentro de los relativamente privados por salarios ha pasado del 40% en 2009 al 31% en 2022.

El malestar de estos grupos, derivado de sus menores salarios respecto al promedio de quienes tienen sus ocupaciones, ha sido más bien ignorado por aquellas descripciones que ponen el acento en la frustración de los graduados, simplificando así el fenómeno de la frustración con una visión incompleta del mismo.

6.

DISCUSIÓN

El análisis de la privación relativa salarial por ocupaciones sugiere que, aunque la frustración con los retornos entre los profesionales y técnicos es más alta que la de otros grupos ocupacionales —con menores requerimientos de inversión en capital humano—, pero ella cae en el período analizado (2009-2022). Que exista frustración porque los salarios en el mercado laboral no se condicen con las inversiones en capital humano parece inevitable en un país con crecientes niveles de movilidad social ascendente (Otten 2020) —aunque con alta persistencia en la cola superior de la distribución (Cortés Orihuela et al. 2024; Torche 2005)— y en que las instituciones de educación superior y sus programas muestran niveles disímiles de calidad⁵. La pregunta por cómo abordar políticamente la frustración que emerge de la privación relativa salarial es compleja, pues ella es propia de los procesos de modernización e incremento del bienestar social. Sin embargo, la información disponible permite vislumbrar algunas estrategias para abordar esta problemática.

En Chile, las altas expectativas depositadas en la educación superior, especialmente universitaria, han impulsado su masificación en las últimas dos décadas. Sin embargo, estas expectativas están desacopladas de sus dos determinantes: el rendimiento académico y la clase social (Goldthorpe 2010; Wigfield y Eccles 2000). En la prueba PISA 2018, el 78% de los escolares con bajo desempeño aspiraba a completar la educación terciaria, comparado con el 48% de la OCDE (OECD 2019). En PISA 2015, el 38% de los escolares chilenos esperaba trabajar en ocupaciones científicas y tecnológicas, frente al 25% de la OCDE (OCDE 2016). Entre los estudiantes de Chile con bajo desempeño en ciencias, el 29% aspiraba a estas ocupaciones, frente al 13% en la OCDE. Además, las aspiraciones están desacopladas del nivel socioeconómico: en la prueba SIMCE 2023, un 47% de los estudiantes de escuelas de nivel socioeconómico bajo esperaba estudiar una carrera universitaria, comparado con el 55% en escuelas de nivel alto.

⁵ Un análisis más reciente del Banco Mundial señaló que “alrededor del 10 por ciento de todos los estudiantes en Chile están matriculados en programas con rendimientos esperados negativos, aunque esta fracción también varía según el campo y el tipo de institución de educación superior” (Ferreira et al. 2017, 23).

La recomendación de política pública es abordar este desajuste en la etapa escolar. Existe amplia evidencia del impacto positivo que tiene la entrega de información y orientación vocacional y profesional en la escuela (Jensen 2010; Wiswall y Zafar 2015). Sabemos que proporcionar esta orientación en las escuelas ayuda a todos los adolescentes a desarrollar expectativas ambiciosas y realistas sobre su futuro. Además, los estudiantes de bajo rendimiento y de bajos ingresos tienden a beneficiarse más de los consejeros vocacionales, principalmente porque son los más propensos a carecer de otras fuentes de información y asistencia. Dado que la efectividad que muestran estos programas de orientación vocacional es muy disímil a nivel comparado (OECD 2019), ellos no son una panacea. Encontrar su mejor diseño e implementación para nuestro país requeriría de mucha experimentación y evidencia.

En Chile, las altas expectativas depositadas en la educación superior, especialmente universitaria, han impulsado su masificación en las últimas dos décadas. Sin embargo, estas expectativas están desacopladas de sus dos determinantes: el rendimiento académico y la clase social.

Al desacople de las aspiraciones de acceso a la universidad se agrega el hecho de que el sistema escolar en Chile sigue estando, en términos de calidad, altamente estratificado por el capital económico y cultural de las familias. A pesar de las reformas pro-calidad y equidad del sistema, los estudiantes siguen llegando a la educación superior con conocimientos, desempeños y hábitos de estudio desiguales, condicionados por su origen socioeconómico. Como resultado, al ingresar a la universidad, los estudiantes se ordenan en una “cascada selectiva” (Brunner 2021, 78). Esto genera trayectorias educativas ordenadas según la clase social de origen, cuestionando el carácter meritocrático del sistema: a pesar de la masificación de las oportunidades de acceso a la educación superior, estas siguen atadas a las condiciones socioeconómicas del hogar de origen de los jóvenes. La legitimidad de la modernización capitalista en Chile depende no solo del crecimiento económico, sino también de la promesa meritocrática. La educación, que hace creíble esta promesa, a pesar de las reformas de la última década, aún no ha avanzado lo suficiente en términos de equidad y calidad.

Finalmente, el análisis de la privación relativa salarial permite visualizar que el malestar también existe entre los trabajadores no especializados. En las descripciones que vinculan el malestar a la oferta de títulos terciarios, este grupo queda invisibilizado. Sin embargo, la investigación sociológica ofrece buenos insumos para su comprensión. Un estudio reciente mostró, por ejemplo, que las personas de estatus social más bajo tienden a calificar su situación salarial como más injusta que el resto de la población (Mac-Clure, Barozet, y Franetovic 2024). Un análisis cualitativo de los repertorios de acción frente a injusticias en el trabajo (Frei et al. 2022) reveló que los trabajadores manuales no especializados desarrollarían dos repertorios de acción alternativos: uno fatalista, creyendo que no pueden encontrar

mejores empleos y reprimiendo sus demandas por temor a perder el trabajo; y otro resiliente, usando capacidades morales y afectivas para superar individualmente los malos tratos y abusos. Por ejemplo, un mecánico entrevistado mencionó la impuntualidad de los pagos como una injusticia, afirmando “Hago valer las cosas que yo pienso que están bien [...] lo que a mí me enseñaron” ” (Frei et al. 2022, 824), destacando que las injusticias percibidas surgen cuando una expectativa es defraudada. Los trabajadores resilientes responden dejando el trabajo (i.e., migrar) o enfrentando a sus jefaturas (i.e., cambiar la situación, aunque no colectivamente), en línea con la teoría de la privación relativa

7.

CONCLUSIONES

En este documento se ha sugerido observar la privación relativa salarial por ocupaciones como una forma de aproximación al fenómeno del malestar en Chile. Se propuso que un mecanismo de este tipo podría explicar los sentimientos de frustración producidos por la decepción de las expectativas de gratificaciones materiales en el mundo laboral. Este es un mecanismo que ha sido asumido, por ejemplo, en las descripciones que vinculan la frustración de expectativas de los profesionales jóvenes a la masificación de la educación superior, proceso que requiere de comparaciones interpersonales para juzgar las recompensas obtenidas respecto de las alcanzadas por otros similares (i.e., con equivalentes niveles de educación). Pero la sensación de frustración que resulta de saberse en desventaja frente a otros similares no se restringe a los sectores con mayor escolarización. Por ello, al evaluar este mecanismo empíricamente se alcanza una comprensión más profunda respecto de la magnitud y modos diversos en que aparece esta insatisfacción y cómo ella ha evolucionado en el tiempo. Esa es la ventaja de estudiar la privación salarial por ocupaciones en Chile.

Al analizar la privación relativa salarial, se observa que ella ha bajado en el país entre los distintos grupos ocupacionales desde el año 2009 al 2022, incluso entre aquellos que requieren mayor escolaridad. Sin embargo, las ocupaciones más complejas muestran mayores niveles de privación relativa, lo que sugiere que en su interior existen individuos que experimentan altos niveles de frustración. Puesto que hay gran variabilidad en los niveles de privación relativa salarial, sería un error tratar a todos estos casos como un grupo homogéneo.

Al analizar la privación relativa salarial, se observa que ella ha bajado en el país entre los distintos grupos ocupacionales desde el año 2009 al 2022, incluso entre aquellos que requieren mayor escolaridad.

El perfilamiento de la privación relativa salarial por ocupaciones en la última década, a partir de conglomerados empíricos, identifica cinco grupos distintivos para el período 2009 a 2022. Alrededor de un 11% de todos los privados del período analizado corresponde a personas que alcanzaron 15 años de escolaridad promedio y poseen una tasa de privación relativa alta (Grupo 4). Este grupo, con alta frustración por las recompensas obtenidas en el mercado laboral, a pesar de su alta inversión en capital humano, corresponde al “profesional descontento”, personaje central de las descripciones que vinculan la masificación de la educación terciaria con el malestar en Chile. Otro grupo de jóvenes adultos con 15 años de escolaridad y bajos niveles de privación ha aumentado de forma importante, pasando de 18,1% a 25,6% (Grupo 2). Un tercer grupo de trabajadores no especializados con altos niveles de frustración ha disminuido del 9,2% al 5,5% (Grupo 3). Los otros dos grupos, trabajadores no especializados y técnicos iniciales con bajos niveles de privación relativa, representan una proporción conjunta que varió del 62% al 57% en el período analizado. Dado el énfasis que hemos dado en las ciencias sociales locales por la frustración entre los profesionales, sabemos muy poco de estos tres últimos grupos.

Referencias

- Bol, Thijs.** 2015. “Has Education Become More Positional? Educational Expansion and Labour Market Outcomes, 1985-2007”. *Acta Sociologica* 58(2): 105-20. Doi: 10.1177/0001699315570918.
- Brunner, José Joaquín.** 2021. “La rebelión de una generación desengañada”. En *La revuelta de octubre en Chile. Origen y consecuencias*, eds. Carlos Peña y Patricio Silva. Santiago: Fondo de Cultura Económica, 75-104.
- Candia, Bernardo, y Eduardo Engel.** 2018. “Taxes, Transfers and Income Distribution in Chile: Incorporating Undistributed Profits”. *Commitment to Equity (CEQ) Working Paper Series*. <https://ideas.repec.org//p/tul/ceqwps/82.html> (21 de junio de 2024).
- Clark, Andrew E. y Claudia Senik.** 2010. “Who Compares to Whom? The Anatomy of Income Comparisons in Europe*”. *The Economic Journal* 120(544): 573-94. Doi: 10.1111/j.1468-0297.2010.02359.x.
- Cortés Orihuela, Javier, Juan D. Díaz, Pablo Gutiérrez Cubillos, Pablo A. Troncoso, y Gabriel I. Villarroel.** 2024. “Intergenerational Earnings Mobility in Chile: The Tale of the Upper Tail”. *Empirical Economics*. Doi: 10.1007/s00181-024-02607-x.
- Cox, Loreto, Ricardo González, y Carmen Le Foulon.** 2024. “The 2019 Chilean Social Upheaval: A Descriptive Approach”. *Journal of Politics in Latin America* 16(1): 68-89. Doi: 10.1177/1866802X231203747.
- Crosby, Faye.** 1976. “A model of egoistical relative deprivation”. *Psychological Review* 83(2): 85-113. Doi: 10.1037/0033-295X.83.2.85.
- Eibner, Christine, y William N. Evans.** 2005. “Relative Deprivation, Poor Health Habits, and Mortality”. *The Journal of Human Resources* 40(3): 591-620. <https://www.jstor.org/stable/4129553> (12 de marzo de 2024).
- Fan, Jianqing, y Irene Gijbels.** 1996. *Local Polynomial Modelling and Its Applications: Monographs on Statistics and Applied Probability* 66. CRC Press.

- Ferreya, Maria Marta, Ciro Avitabile, Javier Botero Álvarez, Francisco Haimovich Paz, y Sergio Urzúa. 2017. *At a Crossroads: Higher Education in Latin America and the Caribbean*. Washington, D.C.: World Bank. Doi: 10.1596/978-1-4648-1014-5.
- Foster, James, Joel Greer, y Erik Thorbecke. 1984. "A Class of Decomposable Poverty Measures". *Econometrica* 52(3): 761. Doi: 10.2307/1913475.
- Foster, James, y Anthony F. Shorrocks. 1991. "Subgroup Consistent Poverty Indices". *Econometrica* 59(3): 687-709. https://econpapers.repec.org/article/econmetrp/v_3a59_3ay_3a1991_3ai_3a3_3ap_3a687-709.htm (24 de enero de 2024).
- Frei, Raimundo, Cristóbal Moya, Alejandro Castillo, Mónica Gerber, y Ismael Puga. 2022. "¿Qué Hacer? Repertorios de Acción Frente a Las Injusticias Percibidas En Los Lugares de Trabajo En Santiago de Chile". *Latin American Research Review* 57(4): 813-30. Doi: 10.1017/lar.2022.51.
- Ganzeboom, Harry B. G., y Donald J. Treiman. 1996. "Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations". *Social Science Research* 25(3): 201-39. Doi: 10.1006/ssre.1996.0010.
- Goldthorpe, John H. 2001. "Causation, Statistics, and Sociology". *European Sociological Review* 17(1): 1-20. <https://www.jstor.org/stable/522622> (18 de julio de 2020).
- Goldthorpe, John H. 2010. "Class analysis and the reorientation of class theory: the case of persisting differentials in educational attainment". *British Journal of Sociology* 61(s1): 311-35. Doi: 10.1111/j.1468-4446.2009.01248.x.
- Hedström. 2009. "The Analytical Turn in Sociology". En *Frontiers of Sociology*, eds. Peter Hedström y Bjorn Wittrock. Brill, 331-42.
- Hedström, Peter. 2005. *Dissecting the Social: On the Principles of Analytical Sociology*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Jensen, Robert. 2010. "The (Perceived) Returns to Education and the Demand for Schooling". *The Quarterly Journal of Economics* 125(2): 515-48. Doi: 10.1162/qjec.2010.125.2.515.
- Kaufman, Leonard, y Peter J. Rousseeuw. 2009. *Finding Groups in Data: An Introduction to Cluster Analysis*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Larrañaga, Osvaldo, Benjamín Echeopar, y Nicolás Grau. 2022. "Una nueva estimación de la desigualdad de ingresos en Chile". *Estudios Públicos* (167): 45-76. Doi: 10.38178/07183089/1229210914.
- Mac-Clure, Oscar, Emmanuelle Barozet, y Gonzalo Franetovic. 2024. "Justicia distributiva y posición social subjetiva: ¿la meritocracia justifica la desigualdad de ingresos?" *Convergencia Revista de Ciencias Sociales* 31: 1-34. doi:10.29101/crcs.v31i0.22258.
- Merton, Robert K. 1950. "Contributions to the theory of reference group behavior". En *Continuities in Social Research: Studies in the Scope and Methods of "The American Soldier"*, eds. Robert K. Merton y Paul F. Lazarsfeld. Glencoe, Ill.: Free Press, 279. <https://cir.nii.ac.jp/crid/1371695768867959946> (16 de abril de 2024).

- OECD.** 2019. *PISA 2018 Results (Volume II): Where All Students Can Succeed*. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development. https://www.oecd-ilibrary.org/education/pisa-2018-results-volume-ii_b5fd1b8f-en (11 de julio de 2023).
- OECD.** 2022. *Education at a Glance 2022: OECD Indicators*. OECD. Doi: 10.1787/3197152b-en.
- Ortúzar, Pablo.** 2024. *Sueños de cartón*. Santiago: Ariel. https://contrapunto.cl/literatura-no-ficcion/19127-suenos-de-carton.html?gad_source=1&gclid=CjwKCAjwuJ2xBhA3EiwAMVjkVHworJwOqdmEF2hWnr7t00zqtKrPerZxxfuuYfkpWkuwtODXTId_uhoCPoMQAvD_BwE (23 de abril de 2024).
- Otten, Kasper.** 2020. “When Upward Social Mobility Leads to Frustration: Boudon’s Game-Theoretic Model of Relative Deprivation and Experimental Evidence”. *Research in Social Stratification and Mobility* 65: 100440. Doi: 10.1016/j.rssm.2019.100440.
- Peña, Carlos.** 2020. *Pensar el malestar: La crisis de octubre y la cuestión constitucional*. Santiago: Taurus.
- Pettigrew, Thomas F. 2015. “Samuel Stouffer and Relative Deprivation”. *Social Psychology Quarterly* 78(1): 7-24. Doi: 10.1177/0190272514566793.
- Power, Séamus A, Thomas Madsen, y Thomas A Morton.** 2020. “Relative Deprivation and Revolt: Current and Future Directions”. *Current Opinion in Psychology* 35: 119-24. Doi: 10.1016/j.copsyc.2020.06.010.
- Riquelme Silva, Guillermo, y Víctor E. Olivares-Faúndez.** 2015. “Rentabilidad del trabajo en Chile: Análisis de la evolución de los retornos por nivel educativo”. *Ciencia & Trabajo* 17(52): 69-76. Doi: 10.4067/S0718-24492015000100012.
- Runciman, Walter Garrison.** 1966. *Relative Deprivation and Social Justice: A Study of Attitudes to Social Inequality in Twentieth-Century England*. University of California Press.
- Salgado, Mauricio.** 2023. “La sociología analítica y el análisis de redes sociales”. En *Redes Sociales: teoría, métodos y aplicaciones en América Latina*, eds. Francisca Ortiz Ruiz y Alejandro Espinosa-Rada. Madrid: Centro De Investigaciones Sociológicas, CIS, 45-65.
- Salgado, Mauricio, y Nigel Gilbert.** 2013. “Emergence and Communication in Computational Sociology”. *Journal for the Theory of Social Behaviour* 43(1): 87-110. Doi: 10.1111/jtsb.12004.
- Salti, Nisreen.** 2010. “Relative Deprivation and Mortality in South Africa”. *Social Science & Medicine* (1982) 70(5): 720-28. Doi: 10.1016/j.socscimed.2009.11.008.
- Schultz, Theodore W. 1962. “Reflections on Investment in Man”. *Journal of Political Economy* 70(5): 1-8. <http://www.jstor.org/stable/1829102> (31 de julio de 2016).
- Senik, Claudia.** 2009. “Direct Evidence on Income Comparisons and Their Welfare Effects”. *Journal of Economic Behavior & Organization* 72(1): 408-24. <https://ideas.repec.org//a/eee/jeborg/v72y2009i1p408-424.html> (13 de junio de 2024).
- Shavit, Yossi, y Hyunjoon Park.** 2016. “Introduction to the Special Issue: Education as a Positional Good”. *Research in Social Stratification and Mobility* 43: 1-3. Doi: 10.1016/j.rssm.2016.03.003.

- Smith, Heather J., Thomas F. Pettigrew, Gina M. Pippin, y Silvana Bialosiewicz.** 2012. "Relative Deprivation: A Theoretical and Meta-Analytic Review". *Personality and Social Psychology Review* 16(3): 203-32. Doi: 10.1177/1088868311430825.
- Somma, Nicolás M., Matías Bargsted, Rodolfo Disi Pavlic, y Rodrigo M. Medel.** 2020. "No water in the oasis: the Chilean Spring of 2019-2020". *Social Movement Studies* 20(4): 495-502. Doi: 10.1080/14742837.2020.1727737.
- Stark, Oded, y J. Edward Taylor.** 1989. "Relative Deprivation and International Migration". *Demography* 26(1): 1-14. Doi: 10.2307/2061490.
- Stewart, Quincy Thomas.** 2006. "Reinvigorating Relative Deprivation: A New Measure for a Classic Concept". *Social Science Research* 35(3): 779-802. Doi: 10.1016/j.ssresearch.2005.07.001.
- Stouffer, S. A.** 1965. *The American Soldier Adjustment During Army Life Volume I*. First Edition. New York: John Wiley & Sons.
- Subramanyam, Malavika, Ichiro Kawachi, Lisa Berkman, y S. V. Subramanian.** 2009. "Relative deprivation in income and self-rated health in the United States". *Social Science & Medicine* 69(3): 327-34. Doi: 10.1016/j.socscimed.2009.06.008.
- Sung, Jaesang, Qihua Qiu, y James Marton.** 2021. "Relative Deprivation: A New Derivation and Application". *Applied Economics Letters* 28(9): 784-87. Doi: 10.1080/13504851.2020.1781765.
- Torche, Florencia.** 2005. "Unequal But Fluid: Social Mobility in Chile in Comparative Perspective". *American Sociological Review* 70(3): 422-50. doi:10.1177/000312240507000304.
- Urzúa, Sergio.** 2012. "La rentabilidad de la educación superior en Chile". *Estudios Públicos* 125: 1-52.
- Wigfield, Allan, y Jacquelynne S. Eccles.** 2000. "Expectancy-Value Theory of Achievement Motivation". *Contemporary Educational Psychology* 25(1): 68-81. Doi: 10.1006/ceps.1999.1015.
- Wiswall, Matthew, y Basit Zafar.** 2015. "Determinants of College Major Choice: Identification using an Information Experiment". *The Review of Economic Studies* 82(2): 791-824. Doi: 10.1093/restud/rdu044.
- Yitzhaki, Shlomo.** 1979. "Relative Deprivation and the Gini Coefficient". *The Quarterly Journal of Economics* 93(2): 321-24. Doi: 10.2307/1883197.

Anexos

A1. Innovación de la propuesta de Stewart

La propuesta de privación relativa salarial de Stewart (2006) tiene tres innovaciones principales:

1. Grupos de referencia significativos: Permiten que la comparación sea relevante y refleje el entorno del individuo.
2. Modelación precisa de la teoría de Runciman: Captura la comparación como fuente de frustración o satisfacción.
3. Cumplimiento de cuatro axiomas deseables en la medición de pobreza:
 - *Monotonicidad*: La medida debe detectar cambios en la distribución por debajo de la línea de referencia, aumentando si los ingresos de una persona pobre disminuyen.
 - *Transferencia*: La tasa de privación relativa debe aumentar si una persona por debajo de la línea transfiere recursos a alguien por encima de ella.
 - *Consistencia en subgrupos*: La tasa debe aumentar si un subgrupo particular bajo la línea de referencia se aleja más de esta, aunque otros subgrupos no cambien.

Sensibilidad a las transferencias: Si una persona bajo la línea transfiere ingresos a otra también bajo la línea, el incremento en la tasa de pobreza debe ser menor mientras mayor sea el ingreso del donante. La segunda derivada de la contribución a la tasa de pobreza debe ser positiva respecto a la distancia a la línea de referencia.

A2 Modelo empírico

Matemáticamente, se puede asumir un grupo de individuos que poseen un único grupo de referencia:

$$g_{ikt} = Z_{kt} - Y_{ikt} \quad (1)$$

para todo $Z_{kt} \geq Y_{ikt}$

Donde Y representa el salario por hora trabajada del individuo i en el grupo de ocupación k en el año t , mientras que Z es la línea de privación del grupo. Por consiguiente, g representa la distancia del salario con respecto a la línea de privación y toma valores únicamente positivos⁶, lo que significa que solo aquellas personas con un salario inferior a la línea tendrán un puntaje g .

⁶ Cuando g es negativo, significa que el individuo está sobre la línea de privación, por lo que no está privado relativamente ($g = 0$). Este es el primer supuesto de Stewart (2006) para aproximarse de mejor manera a la teoría de Runciman (1966).

Como indica Stewart (2006), dos supuestos subyacen al cálculo de g : (1) individuos que se encuentren por sobre la línea de privación Z no contribuyen a la privación total, y (2) individuos por debajo de la línea de privación Z , poseen un nivel de privación que excede cualquier satisfacción y esta sensación de privación crece geoméricamente a medida que más lejos están de la línea. En consonancia con los supuestos y los axiomas previamente detallados, en este estudio se utiliza el promedio del salario por hora trabajada en cada grupo ocupacional ISCO-88 de 1 dígito (i.e., macro-categorías ocupacionales), para representar la línea de privación.

A partir de la distancia entre la línea de privación ocupacional y el salario por hora individual se puede calcular la privación relativa a nivel individual y grupal. A nivel individual, la privación relativa d del individuo i en el tiempo t se la puede definir como la razón entre la distancia del salario con respecto a la línea de privación al cuadrado (g) y la línea de privación Z al cuadrado para su grupo de referencia k . Por consiguiente, d estará restringido entre $[0,1)$. Formalmente:

$$d_{it} = \frac{g_{ikt}^2}{Z_{kt}^2} \quad (1)$$

para todo $g_{ik} > 0$; caso contrario $d_i = 0$

A nivel grupal, la medida de Stewart (2006) está basada en la medición de pobreza planteada por Foster et al. (1984), donde la tasa de pobreza es una función del nivel de ingreso Y en conjunto con la línea de pobreza Z . Adicionalmente, si N representa el número de personas en la población y α es un parámetro de ajuste, entonces: si α es igual a 0, la tasa de pobreza pasa a ser la proporción de individuos por debajo de la línea (*headcount*⁷); si es igual a 1 representa la distancia media para aquellos por debajo de la línea; y si es igual a 2 cumple con los axiomas presentados en el Anexo A1⁸. Así, la tasa grupal de privación relativa, Q , podría ser definida como:

$$Q(Y_{ikt}; Z_{kt}) = \frac{1}{N * Z_{kt}^\alpha} \sum_{i=1}^I g_{ikt}^\alpha \quad (1)$$

En la Ecuación 3, I representa el número de personas por debajo de la línea, de modo que el lado derecho de la ecuación es simplemente la sumatoria de todos los déficits de puntuación —elevados al factor de ajuste α — de aquellos que están por debajo de la línea de pobreza⁹.

Estimando tanto d_i (la privación relativa salarial por ocupaciones del *individuo*) como Q (la privación relativa salarial por *grupos* ocupacionales) podemos abordar el mecanismo asumido hasta ahora respec-

⁷ Que es el método oficial y actual para el cálculo de la tasa de pobreza en Chile (CASEN 2022).

⁸ El axioma 4 es el que requiere de condiciones no lineales para ser satisfecho. No obstante, una desventaja de que α sea igual a 2 es que se dificulta la interpretación. Por consiguiente, para evitar confusiones, de ahora en adelante se referirá a la métrica propuesta como la tasa de privación relativa (agrupada o individual).

⁹ En esta situación, es lo mismo que tomar la sumatoria de todas las distancias con respecto a la línea de privación, debido a que aquellos por encima de la línea no aportan a la privación total (supuesto 1).

to del papel que ha jugado la masificación de la educación terciaria en el malestar de los profesionales y técnicos del país, particularmente entre aquellos más jóvenes. Si es cierto que existe mayor malestar entre los graduados por la frustración de sus expectativas, esperaríamos observar una tasa mayor de privación relativa salarial en las ocupaciones que requieren mayores inversiones en capital humano. Además, puesto que la encuesta CASEN es representativa de la población, se incluyen a individuos no profesionales ocupados, lo que extiende el análisis a los privados relativamente que no tienen certificados ni ocupan puestos profesionales o técnicos avanzados.

FIGURA A2. Estimación de cantidad ideal de grupos a analizar según disminución de suma de cuadrados

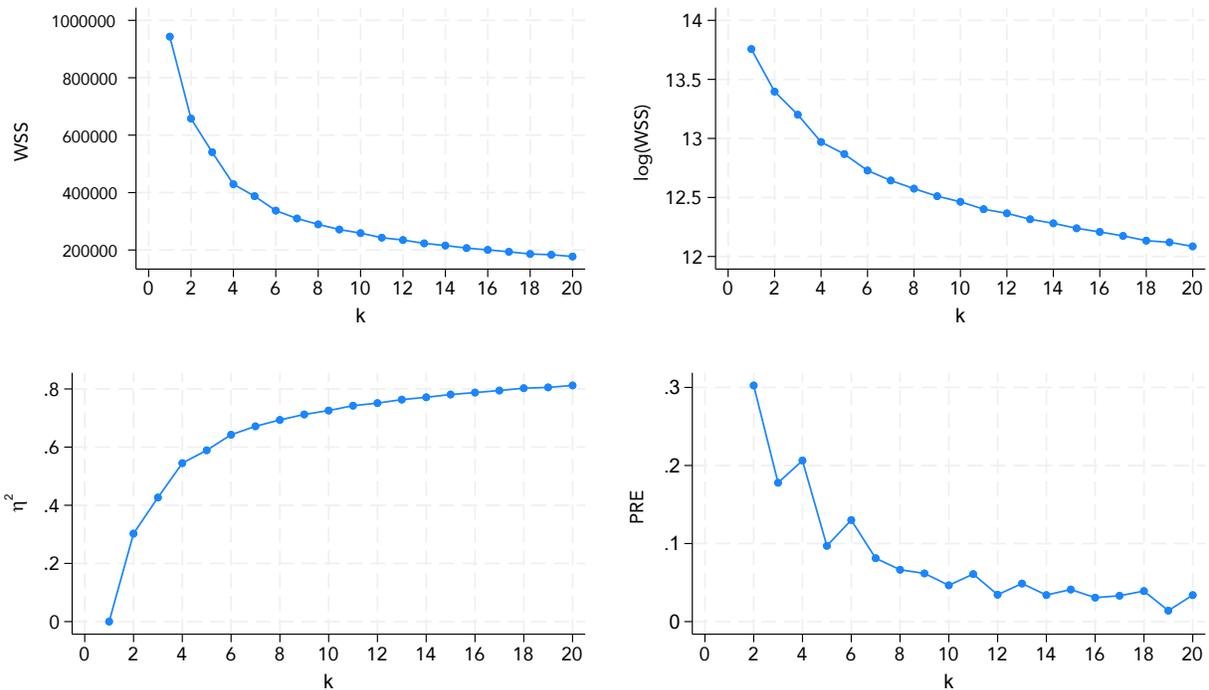
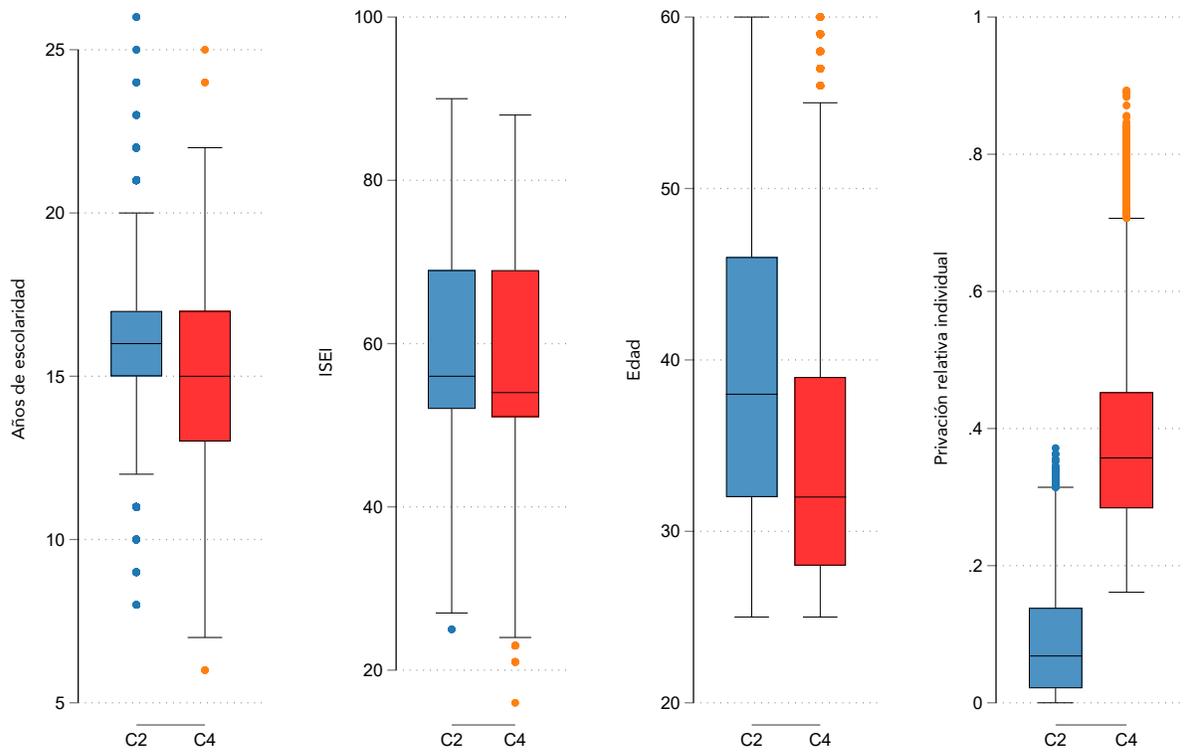


FIGURA A3. Distribución de los años de escolaridad, ISEI, edad y privación relativa individual entre los clusters 2 y 4





CENTRO DE ESTUDIOS PÚBLICOS

Cada artículo es responsabilidad de su autor y no refleja necesariamente la opinión del CEP.

Director: Leonidas Montes L.

Editor: Sebastián Izquierdo R.

Diagramación: Pedro Sepúlveda V.

VER EDICIONES ANTERIORES

