

Determinantes de la evolución de los altos ingresos en Uruguay

Julieta Pessina

Programa de Maestría en Economía
Facultad de Ciencias Económicas y de Administración
Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de la República

Montevideo - Uruguay

Abril de 2025

Determinantes de la evolución de los altos ingresos en Uruguay

Julieta Pessina

Tesis de Maestría presentada al Programa de Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración y la Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, como parte de los requisitos para la obtención del título de Magíster en Economía.

Director de tesis:

Mauricio De Rosa

Codirector de tesis:

Mijail Yapor

Director académico:

Rodrigo Ceni

Montevideo - Uruguay

Abril de 2025

Página de aprobación

El tribunal docente integrado por los abajo firmantes aprueba el Trabajo Final:

Título

Determinantes de la evolución de los altos ingresos en Uruguay

Autora

Julieta Pessina

Tutor

Mauricio De Rosa

Mijail Yapor

Posgrado

Maestría en Economía

Puntaje

Tribunal

Fecha:

Agradecimientos

Quisiera agradecer a quienes me apoyaron a lo largo de este proceso. En primer lugar, a mis tutores Mauricio De Rosa y Mijail Yapor por su compromiso y dedicación, y a la Agencia Nacional de Investigación e Innovación por el financiamiento del proyecto. En segundo lugar, a las docentes del Seminario de Investigación y Tesis de la Maestría, Verónica Amarante y Paola Azar por sus comentarios y orientación, y a los compañeros y compañeras del curso. A Dahiana Rosa, Federico Naviliat, Gaspar Arias y Fabricio Machado por su apoyo y comentarios. Finalmente, a mi familia, amigas y amigos por todo el ánimo y apoyo brindado durante este proceso.

Determinantes de la evolución de los altos ingresos en Uruguay

Julieta Pessina

Resumen

¿Qué factores explican la evolución del 1% de mayores ingresos en Uruguay? Mientras que la desigualdad medida con el índice de Gini a partir de la Encuesta Continua de Hogares presenta una caída sostenida de 2008 a 2013 para luego estabilizarse, la participación del 1% más alto presenta una tendencia distinta medida a partir de registros tributarios, manteniéndose estable hasta 2013 y luego subiendo hasta 2016, último año con datos disponibles. Es por esto que, el presente trabajo indaga sobre los determinantes de la evolución del 1% superior en el período 2010-2016 para el caso de Uruguay.

Los datos provenientes de la Encuesta Continua de Hogares presentan problemas de subcaptación de los ingresos del grupo de interés, mientras que los registros tributarios no cuentan con covariables suficientes para analizar los determinantes de su evolución. Es por esto que se utiliza un método de corrección de ingresos que combina ambas fuentes de datos para lograr una captación más certera de la cola derecha de la distribución.

Para el análisis de los determinantes se estiman Regresiones de Influencia Recentradas para la participación del 1% superior de la distribución en los ingresos totales y laborales, así como del 10% y 50% superior de forma de poder comparar si existen cambios en los retornos de otros puntos de la distribución. Además, se realizan descomposiciones de las distintas participaciones para analizar la contribución de cada covariable en el crecimiento del grupo.

Los resultados muestran que en el análisis basado en ingresos laborales se destaca la importancia de las características personales y geográficas, así como el sector ocupacional y la educación para explicar la evolución del 1% superior. Sin embargo, los efectos del género y sector de ocupación son considerablemente mayores cuando se consideran también los ingresos de capital. En particular, el efecto de ser patrón es casi cuatro veces mayor al considerar ingresos totales.

Por otro lado, el análisis de descomposición evidencia que, aunque la variación en la participación del 1% superior en los ingresos totales no resulta significativa en el período 2010-2016, sí lo es para el subperíodo 2013-2016. Además, es en estos años cuando el grupo presenta un crecimiento en su participación en los ingresos totales, siendo el efecto estructura el principal impulsor de dicho incremento. Esto indica que la mayor concentración de ingresos del 1% se debe principalmente a un cambio en los retornos de las variables explicativas, y no a la composición del grupo.

Palabras clave: sectores de altos ingresos; 1% superior; ingresos de capital; ingresos laborales; Uruguay; corrección de ingresos; descomposición

Índice

1. Introducción	1
2. Marco teórico	6
3. Antecedentes	10
3.1. Determinantes de la desigualdad de ingresos	11
3.1.1. Antecedentes internacionales	11
3.1.2. Antecedentes nacionales	12
3.2. Referencias de altos ingresos	13
3.2.1. Referencias internacionales	13
3.2.2. Referencias nacionales	15
4. Hipótesis	17
5. Datos	18
5.1. Encuesta Continua de Hogares y registros tributarios	18
5.2. Variables	19
6. Metodología	20
6.1. Método de corrección del ingreso	20
6.2. Regresiones RIF y descomposiciones	22
7. Resultados	24
7.1. Resultados de la corrección de ingresos	25
7.1.1. Método BFM	25
7.1.2. Estadísticas descriptivas	25
7.2. Determinantes de la participación del 1 % superior en los ingresos	27
7.2.1. Determinantes de la participación del 1 % superior de ingresos laborales	27
7.2.2. Determinantes de la participación del 1 % superior de ingresos totales .	32
7.3. Descomposición de la evolución de la desigualdad	39
7.3.1. Descomposición de la evolución del 1 % superior	39

7.3.2. Comparación con otros puntos de la distribución de ingresos	42
7.3.3. Descomposición de la evolución del índice de Gini	44
8. Comentarios finales	47
A. Anexo	57

1. Introducción

El presente trabajo tiene como principal objetivo analizar los determinantes de la evolución de la participación del 1% superior de la distribución de ingresos en Uruguay para el período 2010-2016.¹ Al analizar la desigualdad en este período, la tendencia observada permite caracterizar la evolución de la misma en dos subperíodos notoriamente diferenciados. Mientras que para los años 2010-2013 se evidencia una importante caída de la desigualdad de ingresos, medida a través del índice de Gini y el índice de Theil usando como fuente de datos la Encuesta Continua de Hogares, en el subperíodo 2013-2016 esta caída se estabiliza.² Por otro lado, si se utiliza como medida de desigualdad la participación de los sectores de altos ingresos, esta presenta una tendencia distinta en este período al analizar los datos de registros tributarios. Mientras que la participación del 1% superior en el ingreso total se mantiene estable en 2010-2013, ésta aumenta en 2013-2016 (Burdín et al., 2022).³ Dadas estas diferentes tendencias entre medidas de la desigualdad, el principal objetivo de este trabajo es analizar la evolución del 1% superior y sus determinantes a través de una descomposición de su participación. No obstante, para estudiar los determinantes de los sectores de altos ingresos se enfrentan limitaciones de fuentes de información. Por un lado, las encuestas de hogares subcaptan a la cola derecha de la distribución, mientras que los datos provenientes de registros tributarios no cuentan con covariables suficientes que permitan caracterizar al grupo. Es por esto que se utiliza un método de corrección de ingresos que combina ambas fuentes de datos.

A lo largo de la literatura económica existe una vasta cantidad de trabajos que se dedican a estudiar la desigualdad de ingresos laborales. Sin embargo, dado que el foco del presente trabajo son los sectores de altos ingresos, y estos son los principales perceptores de ingresos de capital, resulta relevante considerar esta fuente de ingresos para un mejor entendimiento de la cola derecha de la distribución. Este tipo de ingresos viene determinado, en gran medida, por la distribución de riqueza (utilidades de empresas, rentas, ganancias por activos) (Atkinson y Bourguignon, 2014).

¹ A modo de simplificación de ahora en adelante me refiero a este grupo como 1% superior.

² La reducción de la desigualdad en el país se produce en el período 2008-2013, mientras que se estabiliza en el período 2013-2019. Para este trabajo se utiliza el subperíodo 2010-2016 dado que se cuenta con registros tributarios para los años 2009-2016. Más adelante se justifica la exclusión del primer año de registros.

³ A diferencia del trabajo previo de Burdín et al. (2022) el presente trabajo excluye el año 2009.

Por su parte, la literatura dedicada a estudiar la desigualdad de ingresos laborales destaca a la educación, los sectores ocupacionales y el sexo del individuo como los principales factores explicativos de la misma (Hoffmann et al., 2020; Davies et al., 2017; Goldin, 2014). En particular, Alves et al. (2012) estudian la evolución de la desigualdad para el caso de Uruguay en el período 1986-2009 y sus principales determinantes, y encuentran que el factor explicativo de mayor relevancia es el cambio en los retornos a la educación, seguido de la brecha de género y el mercado laboral. Por otro lado, Yapor (2018) evidencia que la reducción de la desigualdad en el período 2005-2015 para Uruguay se explica por una disminución de la dispersión salarial (dominada por el efecto estructura), debido a la reforma tributaria, modificaciones en las instituciones del mercado de trabajo y los retornos educativos.

Una importante rama de la literatura se enfoca en el efecto de la educación como el principal factor explicativo de la desigualdad de ingresos laborales. Estudios previos destacan que la heterogeneidad de los retornos entre distintos percentiles explica gran parte de la desigualdad de ingresos laborales, así como su crecimiento entre niveles de educación (Lemieux, 2006; Fasih et al., 2012; Budría y Pereira, 2005; Martins y Pereira, 2004). Hoffmann et al. (2020) en un estudio para Estados Unidos evidencian que la educación juega un rol importante en el crecimiento de la dispersión de ingresos en la parte alta de la distribución, explicando más de la mitad del crecimiento de la desigualdad tanto en ingresos laborales como en ingresos de capital. Además, destacan que la contribución de los ingresos de capital es creciente con el tiempo explicando gran parte de la desigualdad de ingresos en los últimos años.

Por otro lado, la literatura dedicada a estudiar la desigualdad de género destaca que el sexo del individuo es de relevancia para explicar los ingresos percibidos (Goldin, 2014; Marianne, 2011). Si bien el peso de las mujeres en los sectores más altos de la distribución ha ido creciendo, sigue habiendo una fuerte desigualdad entre géneros en estos grupos (Güvenen et al., 2021). Bucheli y Sanromán (2004) y Boraz y Robano (2010) evidencian el techo de cristal que enfrentan las mujeres en la obtención de posiciones laborales con altos sueldos en Uruguay. Este efecto es creciente con el ingreso siendo mayor la brecha para percentiles más altos. Además, Boraz y Robano (2010) descomponen la brecha en efecto composición y efecto estructura y se observa que el aumento de la brecha a lo largo de la distribución se explica en su mayoría por

distintas retribuciones entre varones y mujeres para iguales características. Solo una pequeña parte se explica por diferencias en las características entre sexos, evidenciando la desigualdad del mercado laboral en este sentido. Este resultado sugiere que la evolución del 1 % superior y su descomposición entre géneros puede diferir, por lo que es de interés para este estudio distinguir entre sexos. De esta forma, cabe preguntarse si existen diferencias en la tendencia de la evolución de los ingresos entre hombres y mujeres en la parte alta de la distribución. Además, existen otros determinantes relevantes para explicar la desigualdad de ingresos (sector de ocupación, contexto familiar, región de residencia) en los cuales se profundiza a lo largo del trabajo (Goos et al., 2014; Sakellariou y Fang, 2010; Hansen, 2014; Macmillan et al., 2015; Witteveen y Attewell, 2017).

La pregunta de investigación que guía el presente estudio es, por tanto, la siguiente:

¿Cuales son los determinantes de la evolución de la participación del 1 % de más altos ingresos en el período 2010-2016 para el caso de Uruguay? Adicionalmente, se plantean cuatro preguntas secundarias que se buscarán responder a lo largo del trabajo y también guían el estudio. Estas son: ¿Cual fue la contribución de la educación en la evolución del 1 % superior en este período? ¿Cuál es el efecto del género en la evolución de este grupo? ¿Cómo cambian los determinantes al considerar ingresos laborales o ingresos totales?⁴ ¿En qué medida la contribución de los determinantes se diferencia con la de otros percentiles similares?⁵

Para realizar el trabajo se utilizan Regresiones de Influencia Recentrada (RIF) propuestas por Firpo et al. (2009), dado que permiten estimar los efectos de ciertas variables explicativas en distintos estadísticos de la variable de resultados, más allá de la media. Siguiendo a Davies et al. (2017), se estiman regresiones RIF para la participación de cada cuantil o conjunto de cuantiles de interés. Dado que lo que cambia en el período analizado es la participación del 1 % superior, esta metodología permite analizar la evolución de la misma y los factores que la determinan, así como también la comparación con la evolución de la participación de otros percentiles. Adicionalmente, esta metodología permite realizar descomposiciones a la Oaxaca (1973) y Blinder (1973), con base en estas estimaciones para la participación de los cuantiles incondicionales, de

⁴ Siendo los ingresos totales la suma de los ingresos laborales e ingresos de capital.

⁵ Se entiende en este trabajo como percentiles similares a todos aquellos dentro del 10 % superior de la distribución. Se va a comparar con los percentiles pertenecientes al 10 % más alto, así como el 50 % superior.

manera de cuantificar de forma separada los efectos composición y estructura. De este modo, se identifican qué cambios obedecen a una modificación en la composición de las características y qué cambios obedecen a una modificación en la retribución de las mismas. También se estiman regresiones RIF para el índice de Gini, en tanto representa una de las formas más extendidas de medir la desigualdad.

Dado que el foco principal de este trabajo se encuentra en el 1 % superior y es un hecho estilizado que estos sectores se encuentran subcaptados en las encuestas de hogares (Cowell y Flachaire, 2015; Bourguignon, 2015; Lustig et al., 2019), se utiliza un método de corrección de ingresos (método BFM) propuesto por Blanchet et al. (2022). Este método usa una fuente de datos externa (registros tributarios provenientes de DGI-BPS en este estudio) para obtener una mejor aproximación a la cola derecha de la distribución. Los registros tributarios tienen una mejor captación de los sectores de altos ingresos, por lo que la combinación de esta fuente de datos con la Encuesta Continua de Hogares (ECH) subsana el problema de subcaptación que presenta la ECH, así como permite preservar las variables referentes a características sociodemográficas que brinda la encuesta. Se estiman regresiones para ingresos laborales e ingresos totales y se utilizan como regresores una serie de controles asociados a características sociodemográficas, variables referentes al sector de ocupación y al tramo educativo del individuo. En cuanto a la muestra, se acota a los individuos mayores de 30 años con el fin de asegurar que se encuentren activos en el mercado laboral o en caso de estar desempleados, que estén en edad de trabajar. A su vez, se restringe a individuos que su condición de actividad sea ocupados o rentistas inactivos.

Los resultados relativos a ingresos laborales resaltan la importancia de las características personales y geográficas, revelando que una mayor proporción de mujeres en el grupo así como una mayor dispersión residencial (más individuos viviendo fuera de la capital del país) se asocian con una disminución en la participación del 1 % superior. Las variables asociadas a la educación y categoría ocupacional también resultan, en su mayoría, significativas para explicar la participación del grupo en los ingresos laborales.

Cuando se consideran los ingresos totales, sin embargo, se observa que las variables asociadas al género y las categorías ocupacionales patrón y cuenta propia tienen un impacto consi-

derablemente mayor. Esto sugiere una asociación de estas variables con los ingresos de capital. En particular, estas dos categorías ocupacionales son determinantes clave para explicar el aumento de la participación del 1 % cuando se consideran ingresos totales. A modo de ejemplo, el efecto de patrón en el ingresos totales es casi cuatro veces mayor que el efecto sobre ingresos laborales para el año 2016. Con respecto a la educación se observa que, a diferencia de los ingresos laborales, los tramos educativos más altos resultan significativos para explicar la participación del grupo en el ingreso total únicamente en el segundo subperíodo analizado. Particularmente, universitaria o superior presenta significación estadística solo para 2016. Sin embargo, el efecto de este nivel de educación en este año es más del doble para ingresos totales que cuando se toman solo los ingresos laborales.

Al realizar la descomposición RIF se encuentra que la diferencia en la participación del 1 % superior entre 2016 y 2010 en los ingresos laborales es positiva y estadísticamente significativa, aunque la descomposición agregada en efectos composición y estructura del ingreso no son individualmente significativos. Por otro lado, al considerar los ingresos totales se encuentra que la variación en la participación del 1 % en el período 2010-2016 no resulta significativa. No obstante, durante el subperíodo 2013-2016 sí se encuentra una variación significativa para los ingresos totales, siendo el efecto estructura el principal impulsor del incremento del grupo. Esto indica que la mayor concentración de ingresos del grupo se debe a un cambio en los retornos de las variables explicativas.

Desde el punto de vista de la contribución de este estudio, si bien existe una vasta cantidad de trabajos que se enfoca en la desigualdad de ingresos, y la literatura sobre altos ingresos es creciente a nivel internacional, son pocos los estudios que relacionan estas dos ramas. En particular, para el caso de Uruguay, son escasos los trabajos que se enfocan en la cola derecha de la distribución (Burdín et al., 2022; De Rosa y Vilá, 2023; Ardoguein y Pessina, 2022). Burdín et al. (2022) avanzan en el análisis de la evolución del 1 % superior enfocándose en el ingreso de capital como determinante de este crecimiento. Por otro lado, Ardoguein y Pessina (2022) estudian la asociación entre altos ingresos y educación para el año 2016. El presente trabajo busca contribuir a la literatura de altos ingresos, investigando los determinantes de su evolución en un período particular para el caso de Uruguay, donde la otra medida de desigualdad

considerada presenta una tendencia distinta al crecimiento del 1%. Además, se busca aportar a la literatura de género analizando el impacto diferencial de ser mujer en la pertenencia a los grupos de altos ingresos, así como a la literatura dedicada a estudiar la educación, identificando la contribución del nivel educativo en el crecimiento del grupo.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se presentan las bases teóricas que fundamentan el trabajo. En la sección 3 se exponen antecedentes consultados que se consideran de relevancia para el estudio. En la sección 4 se plantean las hipótesis preliminares del trabajo. En la sección 5 se presentan las fuentes de información y las variables a utilizar. En la sección 6 se expone la metodología utilizada. La sección 7 presenta los principales resultados del trabajo. Y por último, la sección 8 expone los comentarios finales.

2. Marco teórico

En el presente apartado se presentan trabajos teóricos sobre la importancia de estudiar al grupo de más altos ingresos, así como sobre la distribución personal del ingreso, distinguiendo entre trabajos referentes a las remuneraciones provenientes del trabajo y las remuneraciones provenientes del capital. El estudio de la distribución del ingreso se puede realizar desde una perspectiva macroeconómica enfocándose en la distribución de las remuneraciones de los factores productivos, la cual es conocida como distribución funcional del ingreso, como desde un enfoque micro (conocida como distribución personal del ingreso). Este trabajo se va a centrar en la distribución personal del ingreso.

En primer lugar, dado que este trabajo se enfoca en el 1% superior se exponen trabajos que justifican su estudio. [Piketty \(2003\)](#) y [Atkinson et al. \(2011\)](#) destacan la importancia de estudiar los sectores de altos ingresos debido a su importante contribución a la desigualdad. [Piketty \(2014\)](#) documenta el creciente protagonismo del 1% superior en la concentración de ingresos y riqueza, y atribuye este fenómeno a una tasa de retorno al capital históricamente superior al crecimiento económico, lo que acelera la divergencia entre grupos sociales. El análisis de estos sectores es crucial para entender las dinámicas macroeconómicas de desigualdad y diseñar políticas redistributivas efectivas. Por otro lado, [Robeyns \(2017\)](#) destaca, desde la perspectiva de la ética y justicia social, la importancia de evaluar no solo el nivel de ingresos, sino también las

capacidades y oportunidades que los sectores más ricos tienen para influir en las instituciones y la agenda pública. Este enfoque plantea que nadie debería tener excesiva cantidad de dinero y propone que el mundo sería más igualitario si se pudiera establecer una línea de riqueza que funcione como límite de la misma.

Con respecto a la desigualdad de ingresos, la distribución personal se enfoca en el análisis de las distancias relativas de los ingresos de los hogares (Atkinson, 1981), el cual puede estar constituido por distintas fuentes.⁶ Este trabajo se concentra tanto en los ingresos laborales, dado que es la principal fuente de ingresos de la mayoría de los hogares en nuestro país, como en los ingresos de capital, debido a su importancia en los sectores de altos ingresos.

La formación necesaria para emplearse en una ocupación es la dimensión que más atención ha recibido y la cual constituye la base de la teoría del capital humano. Fueron Mincer (1958) y Becker (1967) los que formalizaron este enfoque. El mismo postula que la inversión en educación y experiencia laboral incrementa la productividad individual y, por ende, sus ingresos a lo largo de la vida. Los individuos deciden la cantidad de tiempo que dedicarán a su formación, evaluando el flujo de ingresos que podrán obtener en el futuro. Es decir, la decisión de educarse se tomará analizando los costos y beneficios de dedicar años a la formación que podrían ser dedicados al mercado laboral. Bajo esta teoría, la educación aumenta la productividad ya que provee al individuo de conocimientos, habilidades y formas de resolver problemas (Caire, 1967). El modelo simplifica los costos de formación únicamente al costo de oportunidad (entrada tardía al mercado laboral). Además, Becker (1967) asume que los individuos maximizan el valor presente de sus ingresos de por vida, a modo tal de simplificar el análisis. Este considera costos adicionales a la educación más allá del costo de oportunidad de la entrada tardía al mercado laboral.⁷ Eide y Showalter (2011) amplían este marco introduciendo estudios empíricos sobre la heterogeneidad de retornos según niveles educativos y sectores económicos.

Si bien ambos modelos significan un avance en las teorías de desigualdad de ingresos laborales y permiten una aproximación al efecto de la educación entre distintos grupos, se basan en una serie de supuestos simplificadores que limitan el alcance de los mismos. Es por esto que la teoría clásica del capital humano enfrenta varias críticas. Entre ellas se destaca que la

⁶ Estos pueden ser ingresos laborales, ingresos de capital, jubilaciones, pensiones, entre otras.

⁷ Estos son el gasto en materiales, profesores, universidades y el tiempo invertido.

perspectiva estática de [Becker \(1967\)](#) ignora que los retornos pueden cambiar a lo largo del ciclo de vida y según la dinámica del mercado, limitando su capacidad explicativa en períodos de cambios en la matriz productiva. En segundo lugar, además de las limitaciones clásicas (barreras de acceso, costo de oportunidad y sesgos en la medición de retornos), recientes reformulaciones de la crítica al capital humano destacan dos omisiones importantes. Primero, las externalidades del aprendizaje. La educación no sólo incrementa la productividad individual, sino que genera efectos sociales (difusión tecnológica, mayor cohesión y capital social) que la teoría tradicional no cuantifica adecuadamente. Segundo, los determinantes sociales de la demanda educativa (normas culturales, redes familiares y estructuras de poder) condicionan la decisión de invertir en educación ([Auerbach y Green, 2024](#)), por lo que el individuo considera otros factores a la hora de decidir, además de los ingresos futuros. Por último, [Bowles et al. \(1976\)](#) aporta que la teoría del capital humano no capta adecuadamente los efectos del capital social y las redes de contacto en la transmisión intergeneracional.

Por otro lado, otra importante rama de la literatura se dedica a estudiar la desigualdad de ingresos por género. En el marco de la teoría neoclásica, los empleadores buscarán maximizar utilidades al contratar trabajadores, por lo que las diferencias salariales de género se justificarían por variaciones en formación o productividad. Sin embargo, la brecha de ingresos entre géneros se mantiene incluso cuando los individuos tienen iguales características ([Goldin, 2014](#)). A partir de esto, se desarrollan una serie de trabajos teóricos que buscan explicar la desigualdad entre hombres y mujeres. [Bergmann \(1974\)](#) introduce la idea de segregación ocupacional. La exclusión de las mujeres de empleos mejor remunerados genera un techo de cristal que limita sus oportunidades salariales. Según el modelo, los sectores considerados como femeninos se encuentran sobrepoblados dado que son escasos y la fuerza laboral femenina es creciente, por lo que los salarios tienden a ser bajos. [Macpherson y Hirsch \(1995\)](#) propone otra explicación para la segregación laboral. Esta relaciona la presencia de mujeres en ciertas ocupaciones como una señalización de menor productividad, reforzando la discriminación salarial. La cantidad de mujeres u hombres en ciertas ocupaciones señalaría la productividad del sector. Esta segregación radica en patrones históricos de discriminación laboral. Por otro lado, [Marianne \(2011\)](#) ofrece nuevas perspectivas al analizar cómo las normas sociales moldean las aspiraciones y la

autoselección de mujeres hacia trabajos con horarios flexibles pero peor remunerados. En este enfoque se hace énfasis en que las expectativas normativas y las prácticas de crianza moldean las decisiones de niños y niñas, influyendo en su propensión futura a elegir carreras científicas o de liderazgo.

Otro determinante de relevancia para explicar la desigualdad de ingresos viene dado por el sector de ocupación del individuo. Una parte de la literatura económica se dedica a estudiar la polarización del mercado laboral basado en el enfoque de las tareas (Autor et al., 2003; Acemoglu y Autor, 2011; Goos et al., 2014). Este explica que el cambio tecnológico sesgado ha generado una sustitución de las tareas rutinarias por el capital, siendo estas las que se encuentran en la mediana de la distribución de ingresos. Los trabajadores que se ven forzados a trasladarse se mueven hacia ocupaciones en los extremos de la distribución de ingresos, produciéndose una mayor polarización laboral y desigualdad en términos de salarios.

Sin embargo, para tener un mejor entendimiento de la desigual distribución de ingresos es necesario considerar no solo los ingresos laborales, sino también los ingresos provenientes del capital, los cuales son de suma relevancia en la cola derecha de la distribución. A lo largo de la literatura económica no se encuentra un teoría abarcativa que explique los factores determinantes del ingreso de capital. No obstante, existen diversos trabajos que buscan explicar esta fuente de ingresos. Siguiendo a Atkinson y Bourguignon (2014) la importancia del capital crece a medida que se avanza en la distribución de ingresos, y este tipo de ingresos proviene de utilidades de empresas, intereses, rentas, o ganancias de algún tipo de activo. Por lo tanto, los ingresos de capital vienen determinados en parte por la distribución de la riqueza y por los retornos al capital. Entre los determinantes de estas distribuciones, la literatura destaca el rol de la acumulación a lo largo de la vida, la herencia, las tasas de ahorro y la relación entre los retornos al capital y el crecimiento de la economía (Davies y Shorrocks, 2000; Piketty y Zucman, 2015). Si bien este trabajo no se enfoca en la distribución de la riqueza, esta determina en gran medida la magnitud y la dinámica de los ingresos de capital, por lo que se plantean algunos trabajos teóricos sobre la misma. En cuanto a la riqueza, no existe una teoría abarcativa de la totalidad de sus determinantes. A pesar de que el esfuerzo de los empresarios exitosos es responsable en muchas ocasiones de los altos niveles de riqueza, la mayor parte de las grandes fortunas tienen

otros factores explicativos (Yunker, 1998). Gran parte de la riqueza se explica por la herencia y las oportunidades. Por otro lado, Schneider et al. (2016) proponen una ecuación de ciclo de vida que vincula ingresos, consumo, ahorros y herencias para explicar la acumulación de riqueza individual.

En los trabajos empíricos que se revisan en la siguiente sección se trabaja la relación entre el ingreso de capital y sus determinantes. Es de esperar que factores como la educación, el sexo o el sector de ocupación afecten la distribución de la riqueza y por ende los ingresos provenientes del capital. A modo de ejemplo, los individuos más educados percibirán en general ingresos mayores, por lo que tendrán más posibilidades de ahorro y por ende más riqueza. De esta forma, dada la relación entre riqueza e ingresos de capital se podría esperar que la educación esté correlacionada con la percepción de ingresos por capital. Un pensamiento análogo puede realizarse para otros determinantes de la distribución de ingresos (altos cargos laborales, género).

3. Antecedentes

Para realizar este trabajo se utilizan antecedentes de dos grandes ramas de la literatura económica. Por un lado, existe vasta cantidad de estudios que se enfocan en los determinantes de la desigualdad de ingresos. Por otro lado, la rama que se centra en los sectores de altos ingresos y su impacto en la desigualdad es creciente. No obstante, son escasos los trabajos que busca relacionar ambas ramas (Hoffmann et al., 2020; Davies et al., 2017), particularmente para Uruguay. Al momento de realizar este trabajo, Burdín et al. (2022); De Rosa y Vilá (2023); De Rosa et al. (2024) son los únicos estudios que se enfocan en la evolución de los altos ingresos para el caso de Uruguay. Burdín et al. (2022) representa un antecedente directo para el presente estudio, sin embargo, dadas las fuentes de datos utilizadas los autores no indagan en los determinantes de la tendencia diferente de este grupo con respecto al resto de la distribución de ingresos más allá del rol de la creciente participación del capital en el 1% superior. En esta sección se realizará una revisión de los trabajos previos que contribuyen al presente estudio y se organiza de la siguiente manera. En primer lugar, se exponen antecedentes que estudian los determinantes de la desigualdad de ingresos. En segundo lugar, se revisan antecedentes que se

enfocan en los grupos de altos ingresos.

3.1. Determinantes de la desigualdad de ingresos

3.1.1. Antecedentes internacionales

A lo largo de la literatura económica se enfatiza en la importancia de la educación como factor explicativo de la desigualdad de ingresos entre grupos. Estudios previos evidencian la heterogeneidad de los retornos educativos entre distintos percentiles, lo cual explica gran parte de la desigualdad de ingresos laborales, así como su crecimiento entre niveles de educación (Lemieux, 2006; Fasih et al., 2012; Budría y Pereira, 2005; Martins y Pereira, 2004).

Carrasco et al. (2015) estudian la evolución de la desigualdad en España mediante el método de regresiones RIF y los determinantes de la misma. Los resultados sugieren que el cambio en los retornos educativos explican la caída de la desigualdad para el período 1995-2006. Sakellariou y Fang (2010) estudian el caso de Vietnam a través de regresiones RIF y su descomposición. Los autores encuentran que para los hombres el efecto composición tuvo una importante contribución en el aumento de la desigualdad, especialmente en los puntos más altos de la distribución. Mientras que para las mujeres los cambios en la estructura salarial explican gran parte de la evolución de los salarios. Otros factores de relevancia son la experiencia y la región de residencia.

Otro factor de relevancia para explicar la desigualdad de ingresos es el sexo del individuo. Goldin (2014) destaca que el aumento de la educación por parte de las mujeres y el cambio en sus ocupaciones lleva a que la proporción de la brecha de ingresos por género en Estados Unidos que responde a diferencias en las características entre hombres y mujeres sea eliminada. Dado que sigue existiendo desigualdad en los salarios la autora la justifica en que las mujeres suelen emplearse en trabajos más flexibles que suelen ser peor remunerados. Además, la desigualdad de ingresos y oportunidades entre géneros es creciente con el ingreso. La presencia de las mujeres en los sectores más altos de la distribución es escasa, evidenciando el techo de cristal que enfrentan las mujeres en el mercado laboral. Guvenen et al. (2021) encuentran que a pesar de que la participación del sexo femenino en el 1 % superior en Estados Unidos ha crecido en las últimas tres décadas, la proporción de mujeres en el *top* 0,1 % no ha presentado grandes

cambios. [Burkhauser et al. \(2020\)](#) destacan que el incremento de las mujeres en el *top* de la distribución de Reino Unido se debe a un aumento en el tiempo dedicado al estudio, mayor al percibido para los hombres. Sin embargo, el retorno por destinar más tiempo a educarse en términos de probabilidad de entrar en el 1 % más alto de la distribución es mucho mayor para hombres que para mujeres.

Por otro lado, el sector de ocupación también tiene un rol importante al explicar la desigualdad de ingresos. La polarización del mercado de trabajo lleva a una mayor desigualdad, ampliando la brecha de ingresos entre los extremos de la distribución. En un estudio para 16 economías desarrolladas de Europa [Goos et al. \(2014\)](#) explican la polarización laboral a partir del cambio tecnológico sesgado hacia el reemplazo de tareas rutinarias y la externalización de tareas, y como estas dos fuerzas disminuyen la demanda de tareas intermedias por tareas poco y altamente rutinarias. Las tareas poco rutinarias requieren más formación y por ende son mejor remuneradas. [Lindley y Machin \(2016\)](#) encuentran como posible explicación del aumento de la desigualdad en Estados Unidos a la polarización en materia de salarios. En el período analizado se produce un aumento significativo de la brecha de ingresos entre el percentil 10 y el percentil 90. El aumento de la demanda de trabajadores con educación terciaria ha crecido significativamente y con ello sus ingresos, produciendo una brecha cada vez mayor en el mercado laboral.

3.1.2. Antecedentes nacionales

Los ingresos laborales son uno de los componentes más importantes en la percepción de ingresos de los hogares en áreas urbanas para el caso de Uruguay ([González y Miles, 2001](#)). Los retornos crecientes con el nivel educativo son una posible explicación del aumento de la desigualdad en el período analizado por los autores (1986-1997). [Alves et al. \(2012\)](#) estudian la evolución de la desigualdad y los principales factores que la explican en el período 1986-2009 en Uruguay. Encuentran que los retornos a la educación son el factor explicativo más relevante para explicar como varía la desigualdad. Otros factores de relevancia fueron el aumento de la brecha de género y cambios en el mercado laboral. Por otro lado, [Ardoguein y Pessina \(2022\)](#) avanzan en la asociación entre grupos de altos ingresos y educación. En línea con [Yapor \(2018\)](#) encuentran que los retornos son heterogéneos y crecientes a lo largo de la distribución así como

entre tramos educativos.

[Bucheli y Sanromán \(2004\)](#); [Boraz y Robano \(2010\)](#) estudian la brecha de salarios entre géneros a través de regresiones cuantílicas. Ambos trabajos evidencian el techo de cristal que enfrentan las mujeres en la obtención de posiciones laborales con altos sueldos. [Boraz y Robano \(2010\)](#) descomponen la brecha en efecto composición y efecto estructura y se observa que el aumento de la brecha a lo largo de la distribución se explica en su mayoría por distintas retribuciones entre varones y mujeres para iguales características.

Por otro lado, [Pereira y Zurbrigg \(2019\)](#) analizan los efectos del cambio tecnológico en el mercado laboral uruguayo. Encuentran que ante una disminución del precio de capital aumenta el empleo abstracto, mientras que el empleo rutinario y manual reaccionan negativamente. A diferencia de lo que sucede en las economías desarrolladas, el empleo manual (empleo caracterizado por una baja remuneración) no aumenta ante esta caída. De todas formas, el cambio tecnológico genera un incremento de los trabajos mejor remunerados ampliando la brecha de ingresos entre sectores. [López y Sanroman \(2023\)](#) sugieren que la tecnología es relevante para explicar los cambios observados en la distribución salarial durante el período 2005-2015 y encuentran que el impacto de la misma es desigual entre géneros. En particular encuentran que en Uruguay durante el período analizado, en contraste con el trabajo anterior, la tecnología tuvo un efecto igualador sobre la desigualdad salarial y también influyó en la brecha de género.

A modo de conclusión, la revisión bibliográfica aporta evidencia sobre múltiples factores explicativos que resultan relevantes al estudiar la desigualdad de ingresos a lo largo de la distribución.

3.2. Referencias de altos ingresos

En este apartado se exponen antecedentes que se enfocan en los sectores de altos ingresos a nivel internacional como a nivel nacional.

3.2.1. Referencias internacionales

Como fue mencionado en el marco teórico, [Piketty \(2003\)](#); [Atkinson et al. \(2011\)](#) motivan el estudio de estos grupos dada su importante contribución en la desigualdad. Los individuos ricos no solo son cada vez más ricos, sino que también las disparidades dentro del *top* de la

distribución están creciendo a altas velocidades (Hansen, 2014). Además, estos grupos perciben altos ingresos de capital, los cuales tienen el potencial de influenciar la desigualdad de ingresos significativamente (Chi, 2012).

Para obtener una mejor captación de los sectores de altos ingresos diversos estudios se han enfocado en combinar encuestas de hogares con registros tributarios (De Rosa et al., 2020, 2024; Blanchet et al., 2022; Flachaire et al., 2023; Burdín et al., 2022). Esto se debe a que las encuestas de hogares suelen ser poco confiables en la captación de la cola derecha de la distribución (Blanchet et al., 2022), mientras que los registros tributarios fallan en la obtención de datos de los sectores de bajos ingresos que no llegan al mínimo imponible y de los trabajadores informales. Por lo que resulta conveniente combinar ambas fuentes para entender mejor las dinámicas de la desigualdad.

Trabajos como Alvaredo y Londoño Vélez (2013), Alvaredo (2010), Flores et al. (2020) y Morgan (2017) se enfocan en los grupos de altos ingresos para América Latina y aportan evidencia de las características de estos sectores. Estos estudios destacan la importancia de centrarse en los mismos al estudiar la desigualdad.

Otra parte de la literatura de altos ingresos avanza en la relación de estos con la educación. Smith et al. (2019) se cuestiona qué tan importante es el capital humano en los sectores de mayores ingresos en Estados Unidos y encuentran que el 53 % del 1 % superior son principalmente emprendedores que perciben altos salarios. No obstante, a pesar de que el 67 % de los que perciben muy altos ingresos provienen en su mayoría de sus ingresos laborales, únicamente el 35 % de estos individuos deriva sus ingresos solo de sus salarios. Chetty et al. (2017) encuentran que dentro de las mejores universidades la mayoría de los estudiantes pertenecen al top 1 % de la distribución (14.5 %), mientras que únicamente un 3.8 % provienen del primer quintil. Estudiantes provenientes del 1 % tienen 77 veces más de probabilidad de asistir a universidades de alto nivel que un estudiante del primer quintil, indicando una alta asociación entre altos ingresos y educación de alta calidad. En esta misma línea, Lemieux y Riddell (2015) destacan que los individuos pertenecientes al *top* 1 % de la distribución tienen más del triple de probabilidades de obtener un título de grado que un individuo promedio. Por último, Hoffmann et al. (2020) estudian la desigualdad para Estados Unidos diferenciando entre qué parte es explicada por in-

gresos del mercado laboral y qué parte no. Destacan que la educación juega un rol importante en el crecimiento de la dispersión de ingresos en la parte alta de la distribución, mientras que otros factores explicativos (como el sector de ocupación) tienen un impacto más limitado. Este trabajo aborda el efecto de la educación tanto en ingresos laborales como ingresos de capital. La educación es responsable de más de la mitad del crecimiento de la desigualdad de ingresos laborales y no laborales. Además, la contribución de los ingresos de capital es creciente con el tiempo explicando gran parte de la desigualdad de ingresos en los últimos años.

Keister y Lee (2014) caracterizan al 1% superior siendo estos en su mayoría hombres, de raza blanca, no hispanos y con altos niveles de educación. Adicionalmente, encuentran que la educación está relacionada con la tenencia de altos niveles de riqueza.⁸ Otro factor de relevancia en estos grupos es la herencia. 42.5% de los individuos pertenecientes al 1% superior recibieron al menos una vez algún tipo de herencia. En esta misma línea, Hansen (2014) destaca que la transferencia de riqueza entre generaciones es común incluso sin la necesidad del fallecimiento de los padres en Noruega. El contexto familiar es otro determinante importante para explicar las trayectorias futuras de los individuos (Witteveen y Attewell, 2017; Hansen, 2014; Macmillan et al., 2015). Individuos con mejores contextos socioeconómicos tienen otras formas de capital que son importantes para conseguir los mejores empleos como habilidades no cognitivas (confianza, autoestima) o redes de contactos (Macmillan et al., 2015).

3.2.2. Referencias nacionales

Si bien la literatura sobre altos ingresos se encuentra en pleno crecimiento, son escasos los estudios que se enfocan en estos grupos para el caso de Uruguay.

El trabajo de Burdín et al. (2014) es el primero en utilizar microdatos tributarios de IRPF e IASS para el caso de Uruguay en el período 2009-2011, lo que permite ajustar las estimaciones de desigualdad derivadas de la ECH. Por otro lado, Flachaire et al. (2023) utiliza los datos provenientes de ECH y los combina con los registros tributarios para evidenciar que los individuos de la mitad superior de la distribución tienden a subdeclarar sus ingresos, con una intensidad de subdeclaración creciente en los tramos más altos. Este trabajo resalta la necesidad de combinar fuentes de datos al enfocarse en la cola derecha de la distribución.

⁸ 38% de aquellos pertenecientes al top 1% son graduados universitarios.

De Rosa y Vilá (2023) combinan datos de seguridad social, encuestas de hogares y registros fiscales personales y de empresas para captar exhaustivamente todas las fuentes de ingreso. A partir de esta base de datos evalúan las tendencias de desigualdad en Uruguay y demuestran que el creciente reparto de beneficios por parte de las empresas eleva artificialmente las participaciones de los percentiles superiores calculadas a partir de datos tributarios, pero que dicho sesgo se atenúa al incorporar las utilidades no distribuidas. Este hallazgo subraya la importancia de tener en cuenta la frontera entre hogar y empresa al estimar la participación del 1 % superior y refuerza la necesidad de metodologías de ajuste de ingresos para evitar sobreestimar la concentración en la cola derecha de la distribución.

Burdín et al. (2022) es otro de los estudios que aborda a los sectores de altos ingresos en Uruguay. La desigualdad en Uruguay cayó significativamente en los primeros años del siglo XXI. Los autores investigan si esta caída es robusta a diferentes fuentes de datos y si esto implica modificaciones en la participación de los sectores de altos ingresos. Encuentran que la desigualdad cae en el 99 % inferior de la distribución, mientras que el 1 % superior crece en el período analizado. La evolución de este grupo está conectada a la participación creciente del ingreso de capital en esta parte de la distribución. Los resultados sugieren que el proceso de redistribución ocurrió en el 99 % inferior, con mayor participación y concentración de capital en los sectores de más altos ingresos.

Ardoquein y Pessina (2022) es otro trabajo que se enfoca en los grupos de altos ingresos. Además de avanzar en la heterogeneidad de los retornos a la educación entre percentiles y tramos educativos, se encuentra que la asociación entre ingresos y educación es mayor cuando se consideran los ingresos totales.⁹ Es decir, un año adicional de educación tiene mayores efectos sobre los ingresos percibidos si el individuo además de trabajador es capitalista.

Estos estudios son los únicos que se centran en los sectores de altos ingresos para el caso de Uruguay. Si bien todos los trabajos expuestos justifican el estudio de la cola derecha de la distribución, los últimos dos son de suma relevancia para el presente estudio. Por un lado, Burdín et al. (2022) analizan la evolución del 1 % superior, aunque no se enfocan en los determinantes de estos altos ingresos más allá del rol de la creciente participación de los

⁹ ingresos laborales e ingresos de capital.

ingresos de capital. Por otro lado, [Ardoquein y Pessina \(2022\)](#) analizan únicamente el efecto de la educación en los altos ingresos para el año 2016. El presente trabajo busca contribuir a la literatura de sectores de altos ingresos identificando los determinantes que provocan el cambio de tendencia de la evolución de estos grupos.

4. Hipótesis

El presente estudio plantea las siguientes hipótesis preliminares.

En línea con la literatura previa, se espera que los determinantes de mayor relevancia para explicar la evolución de la participación del 1 % superior vengan dados por la educación, el sexo del individuo y la categoría del empleo ([Hoffmann et al., 2020](#); [Davies et al., 2017](#); [Ardoquein y Pessina, 2022](#)).

Siguiendo el marco teórico planteado, se cree que la educación es el factor explicativo más relevante en este período. Además, es de esperar que los retornos a la educación tengan tendencias diferentes según la posición en la distribución en la que el individuo se encuentre: mientras que se espera que caigan para el 99 % inferior, esto no sucedería para los individuos pertenecientes al 1 %. Se cree que en la parte más alta de la distribución las remuneraciones por años de educación son estables hasta 2013 y luego aumentan, explicando parte del crecimiento de este grupo. Sin embargo, no se esperan incrementos sustanciales de los años de educación en el período, por lo que al descomponer el crecimiento de los retornos, gran parte del aumento vendría explicado por el efecto estructura. No hay razones para creer que el efecto composición aumentó significativamente en estos años para el 1 % superior.

A partir del trabajo teórico de [Goldin \(2014\)](#), se espera que exista una diferencia en la tendencia de la evolución de los ingresos entre hombres y mujeres. Por lo que el género tendría un efecto significativo para explicar la evolución del 1 %, siendo en su mayoría hombres los que aumentan su participación en el ingreso en el período analizado.

Por otro lado, a partir del trabajo previo de [Ardoquein y Pessina \(2022\)](#) y la fuerte asociación encontrada entre ingresos de capital y educación, se cree que al considerar ingresos totales, determinantes como la educación, el género y el sector de ocupación tengan un mayor poder explicativo, evidenciando que algunas categorías de estos determinantes estarían asociadas a la

percepción de mayores ingresos de capital.

A partir del trabajo de [Sakellariou y Fang \(2010\)](#), se espera que al descomponer la contribución de los determinantes, el efecto estructura sea creciente con el ingreso. Es decir, en percentiles más bajos las remuneraciones a los determinantes vendrían explicadas en mayor medida por el efecto composición. A modo de ejemplo, en el caso de la educación esto indicaría que los retornos en el 1% superior son mayores debido a que se les remunera más por un mismo nivel de educación y no por una variación en los años dedicados a educarse, evidenciando el impacto desigualador de los retornos en este período.

5. Datos

La presente sección se organiza de la siguiente manera. Primero, se exponen las fuentes de información que utiliza el trabajo y luego las variables a utilizar en el mismo.

5.1. Encuesta Continua de Hogares y registros tributarios

El estudio se realiza para el período 2010-2016 y se utilizan dos fuentes de datos. La primera corresponde a la ECH, la cual es una encuesta de corte transversal proveniente del Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Esta brinda información oficial del mercado laboral, los ingresos de los hogares y personas, información de características sociodemográficas, entre otras. Los hogares encuestados son seleccionados de forma aleatoria utilizando el marco muestral proveniente del Censo 2011. Luego se utilizan ponderadores para lograr que la encuesta se ajuste con las proyecciones poblacionales del INE. A pesar de que estas encuestas son representativas de toda la población uruguaya, es un hecho estilizado que subcaptan a los sectores de más altos ingresos, el cual es el foco del presente trabajo ([Cowell y Flachaire, 2015](#); [Bourguignon, 2015](#); [Lustig et al., 2019](#)). Es por esto que se utiliza una segunda fuente de información. Esta corresponde a los registros tributarios y de seguridad social provenientes de DGI-BPS. Estos registros se encuentran disponibles para el período 2009-2016, razón por la cual se decide analizar dichos años. Dado que el foco del trabajo es el cambio de tendencia de la participación del 1% que se da en 2013, se excluye el año 2009 para tener la misma cantidad de años

en ambos subperíodos. Adicionalmente, la corrección de ingresos en 2009 arroja resultados inestables (probablemente por tratarse de ser el primer año con datos de un sistema tributario todavía nuevo).¹⁰ La DGI construyó una base de datos anónima combinando el universo de contribuyentes de IRPF, IRAE Y IASS, que tiene información sobre ingresos laborales, ingresos de capital, jubilaciones y pensiones, y los ingresos laborales de trabajadores formales e ingresos por jubilaciones provenientes de registros del BPS. Esta fuente de información viene en forma de tabulaciones, los datos se encuentran desidentificados y cubre aproximadamente al 75 % de la población adulta (Burdín et al., 2022).

5.2. Variables

En este apartado se presenta una breve descripción de las principales variables y la muestra a utilizar.

Dado que uno de los objetivos del trabajo es analizar diferencias entre ingresos laborales e ingresos totales se utilizan como variables dependientes el ingreso laboral y el ingreso total.

La variable ingresos laborales considera únicamente los ingresos provenientes del mercado laboral. Mientras que los ingresos totales también incluyen jubilaciones, pensiones e ingresos de capital. Se consideran como ingresos de capital los provenientes de utilidades, alquileres, intereses, dividendos, ingresos por medianería, pastoreo, ganado a capitalización e ingresos extraordinarios.¹¹ No se considera el valor locativo. Ambas variables son medidas después de impuestos.

Para explicar el nivel de ingresos y su evolución en el período se usan una serie de controles asociados a características sociodemográficas de los individuos, al mercado de trabajo y al tramo educativo al que pertenece.¹²

En el anexo se presentan estimaciones donde se utilizan otras variables para analizar la robustez de los resultados.¹³

¹⁰ Estos resultados inestables para 2009 se encuentran también en De Rosa et al. (2024).

¹¹ Dado que los ingresos de capital vienen determinados por hogar en la ECH se divide la totalidad del hogar por la cantidad de adultos, de forma de poder asignar ingresos de capital por persona.

¹² Específicamente estas variables son: edad, mujer, región, tramos de educación, categoría de ocupación, rama de actividad y cantidad de trabajos.

¹³ En el anexo se presentan estimaciones utilizando la variable años de educación, en lugar de agrupar por tramos para analizar la robustez de esta elección (Cuadro 16). Así como también se estimaron regresiones RIF agrupando el tramo universidad (tanto completa como incompleta) para evaluar si existen diferencias significativas

En cuánto a la muestra, se acota a los individuos mayores de 30 años de edad, con el fin de asegurar que se encuentren activos en el mercado laboral o en caso de estar desempleados, que esten en edad de trabajar. Esta decisión responde a que, aunque el 1 % superior obtiene una alta proporción de ingresos provenientes del capital, la remuneración por trabajo continúa siendo, en su mayoría, la fuente principal de ingresos. No se acota la muestra en la parte alta de la distribución de edad dado que se supone que puede haber jubilaciones y/o pensiones altas que puedan significar una importante proporción de los ingresos de determinados individuos. En la misma línea, se restringe la muestra a aquellos individuos que su condición de actividad sea ocupados o rentistas inactivos.

6. Metodología

La presente sección se organiza de la siguiente manera. Primero, se expone el método de corrección de ingresos que se utiliza en este trabajo y luego se expone la metodología de regresiones RIF y su descomposición.

6.1. Método de corrección del ingreso

Dada la subcaptación de ingresos en las encuestas de hogares de la cola derecha de la distribución, se utiliza el método de corrección del ingreso BFM, propuesto por [Blanchet et al. \(2022\)](#). Este utiliza una fuente de datos externa, en este caso los registros tributarios. Los registros tributarios tienen una mejor captación de los sectores de altos ingresos, por lo que la combinación de ambas fuentes de información permite una distribución de ingresos más cierta, así como preservar las variables referentes a características sociodemográficas que brinda la ECH. Esto último se da únicamente si no hay reordenamiento de la posición de los individuos luego de la reponderación.

Este método se basa en encontrar el punto de corte entre la distribución de ingresos de la

al finalizar este nivel de educación (Cuadro 17). Por otro lado, se estimaron regresiones RIF con la variable múltiples empleos, siendo una variable categórica que agrupa la cantidad de trabajos del individuo. Esta variable se utilizó únicamente en la descomposición RIF para no perder observaciones debido a la poca cantidad de personas que cuenta con más de tres trabajos. Las estimaciones RIF con esta variable se encuentran en el anexo (Cuadro 18). No se incorporó esta variable en las tablas principales dado que la misma no tiene un efecto significativo en la participación del 1 % superior en el total de ingresos.

encuesta de hogares y la distribución de ingresos de registros tributarios para reponderar a los grupos de más altos ingresos al alza disminuyendo el peso de los sectores de ingresos bajos.¹⁴ La metodología consta de tres etapas. En primer lugar, se determina endógenamente el punto de corte ya mencionado. La segunda y tercera etapa se basan en corregir los dos tipos de errores de las encuestas (errores no muestrales y errores muestrales). Los errores no muestrales corresponden a aquellos que no pueden ser resueltos fácilmente con una muestra más grande y surgen de datos heterogéneos inobservables. En la segunda etapa se corrige este tipo de error usando un método de reponderación. Sin embargo, la etapa de reponderación no logra corregir los errores muestrales. Es por esto que, la tercera etapa consiste en reemplazar observaciones en la cola derecha de la distribución de la encuesta de hogares por una nueva distribución generada a partir de los registros tributarios. Al hacerlo se preserva la distribución de las covariables, su correlación con los ingresos y la estructura de los hogares de la encuesta original, independientemente de la distribución de los registros tributarios. A partir de esto se obtiene una nueva distribución de datos, conservando las propiedades estadísticas de la encuesta original (siempre que no haya reordenamiento de la posición de los individuos en la distribución o reranking) (Blanchet et al., 2022).

En la figura 7 del anexo la línea punteada representa la distribución de ingresos proveniente de registros tributarios y la línea continua la distribución de encuestas de hogares.¹⁵ Se observa que en la cola derecha de la distribución los ingresos de encuestas de hogares están subrepresentados, mientras que los ingresos más bajos están sobrerrepresentados (que es lo que se observa a la izquierda del punto de corte y^*). Se repondera el peso de los individuos de la cola derecha de la distribución al alza y se disminuye para los ingresos inferiores a y^* . En la práctica, esto se hace multiplicando a la distribución f_x por un factor $1/\theta Y_i$.¹⁶

A partir de esta metodología se obtiene un nuevo ponderador que buscará aproximar de forma más certera a los más altos ingresos, reemplazando el ponderador original de la encuesta. Al igual que en trabajos previos para el caso de Uruguay (Ardoguein y Pessina, 2022; De Rosa et al., 2024), en este estudio se ejecuta únicamente la etapa de reponderación de los indivi-

¹⁴ Se entiende por punto de corte a la intersección entre ambas distribuciones. Intuitivamente, si un grupo se encuentra subrepresentado en la encuesta de hogares existen otros que se sobrerrepresentan.

¹⁵ Esta es una explicación intuitiva de como funciona el método de corrección.

¹⁶ siendo $\theta y = f_{x,y}/f_{y,y}$ el ratio entre distribuciones.

duos, por lo que la etapa de reemplazo de ingresos de la encuesta, por ingresos de los registros tributarios no es utilizada ya que la corrección de ingresos no es el objetivo principal del trabajo.

Para esto se utiliza una tabla en base a registros tributarios proporcionada por el Instituto de Economía (IECON) de Uruguay, a partir de la cual el grupo de desigualdad y pobreza confeccionó una tabulación con los primeros 99 percentiles de la distribución, y debido a su heterogeneidad, se desagrega al percentil 100 en grupos más pequeños, con la media y umbral inferior de cada fractil. Esta tabla utiliza la distribución de los ingresos totales líquidos de los individuos mayores a 20 años.¹⁷ Si bien este método de corrección permite una aproximación más certera de la distribución real de los ingresos, no viene exento de limitaciones. El uso de registros tributarios conlleva problemas de evasión y elusión fiscal, así como no capta a los trabajadores informales.

Si bien este método no es el único método posible para la corrección de la ECH, permite conservar las covariables de las encuestas, lo cual es clave para el presente trabajo, así como cuenta con la ventaja de encontrar un punto de corte endógeno. [Lustig y Vigorito \(2025\)](#) realizan una revisión de este y otros posibles métodos de corrección de encuestas.

6.2. Regresiones RIF y descomposiciones

Dado que el objetivo principal de este trabajo es analizar el efecto de los determinantes en la evolución del 1 % superior, se utiliza el método de regresiones RIF en tanto es un método que permite establecer un vínculo funcional entre el estadístico de interés y un conjunto de características que se entienden relevantes para explicarlo ([Firpo et al., 2009](#)).

Dada una variable Y con su correspondiente función de distribución F_Y y vF_Y un estadístico distribucional, se define a la función de influencia $IF_Y; v; F_Y$ como una medida de la robustez de v a un dato atípico cuando la función de distribución F_Y es reemplazada por su distribución empírica. Dado que la función de influencia cumple la propiedad de $EIF = 0$, entonces $ERIF = E_v IF = E_v$.

Para el presente trabajo el estadístico v de interés es la participación de los percentiles en el total del ingreso, que viene dada por la diferencia de dos curvas de Lorenz. A modo de

¹⁷ De esta forma, también se consideran ingresos por jubilaciones y pensiones a la hora de corregir la distribución.

ejemplo, la participación del 1 % superior se explica por $1 - LF; P_{99}$ donde $LF; p$ es la ordenada de Lorenz evaluada en el percentil p . La función RIF para el caso de la ordenada de Lorenz evaluada en el percentil p es la siguiente:

$$RIF_{y;Lp} = \begin{cases} \frac{y-1-pq_p}{\mu} Lp1 - \frac{y}{\mu} & \text{si } y < q_p \\ \frac{pq_p}{\mu} Lp1 - \frac{y}{\mu} & \text{si } y \geq p \end{cases} \quad (1)$$

Los autores llaman modelo de regresión RIF a la esperanza condicional de $RIF_{y;Lp}$ en el caso de la participación de los cuantiles, en función de las variables explicativas $\mathbb{E}RIF_{y;Lp}|X = m_v X$. Suponiendo que $m_v X$ tiene una forma funcional lineal, la metodología permite estimar $ERIF_{y;Lp}|X = X\gamma$ a través de mínimos cuadrados ordinarios. Se estiman estas ecuaciones para distintas participaciones de los cuantiles a lo largo de la distribución de forma de analizar las distintas evoluciones de los percentiles y sus determinantes.

Además, esta metodología permite descomponer el efecto de los determinantes sobre la variable dependiente entre el efecto estructura y el efecto composición (Firpo et al., 2018). Este método se plantea como una mejora del método de descomposición de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), el cual se enfoca en descomponer el efecto de las covariables en la media.¹⁸

Se consideran dos grupos.¹⁹ La diferencia entre las funciones de la distribución conjunta condicional de cada grupo sería la brecha total observada, la cual viene dada por $\Delta_O^v = vF_1 - vF_0 = v_1 - v_0$. Dado que la distribución de las X no es la misma entre grupos se puede descomponer la ecuación anterior en dos partes:

$$\Delta_O^v = v_1 - v_C - v_C - v_0 = \Delta_S^v - \Delta_X^v \quad (2)$$

donde Δ_S^v refleja el efecto estructura y Δ_X^v el efecto composición.

A partir del supuesto de linealidad mencionado anteriormente, se pueden reescribir los efectos estructura y composición de la siguiente forma:

$$\Delta_S^v = EX|T = 1' \gamma_1^v - \gamma_C^v \quad (3)$$

¹⁸ OB de ahora en adelante.

¹⁹ Los grupos 0 y 1 equivalen a dos momentos del tiempo.

$$\Delta_X^v = EX|T = 1' \gamma_C^v - EX|T = 0' \gamma_0^v \quad (4)$$

por lo que se generaliza el método OB a cualquier estadístico distribucional a través de la proyección de su función de influencia recentrada en las covariables.²⁰²¹

En este trabajo se estiman regresiones RIF para la participación del 1 % superior en los ingresos en el período 2010-2016, al igual que para el 10 % y el 50 % superior. La elección de estos se basa en estudiar si existen cambios diferenciales en la evolución de los cuantiles en el período y sus determinantes. Además, se descompone la participación del ingreso entre los años 2010-2013 y 2013-2016, y para el período completo. De este modo, se puede analizar si existen cambios en la composición de las covariables entre ambos subperíodos que expliquen la evolución del 1 % superior. También se hace para la participación de otros cuantiles de la distribución, en busca de posibles diferencias en la composición de sus determinantes. Para explorar las diferencias entre géneros se agrega un control a la estimación sobre el sexo del individuo. Por último, se realiza también la descomposición del índice de Gini en los mismos períodos, de forma de analizar otra medida de la desigualdad para ambos subperíodos.

7. Resultados

En este apartado se exponen los principales hallazgos del trabajo que buscan responder a las interrogantes planteadas. El mismo se organiza de la siguiente forma. En primer lugar, se detallan los resultados obtenidos a través de la corrección de ingresos y las estadísticas descriptivas de las principales variables de interés para el 1 % y 0,1 % superior con los ingresos corregidos. En segundo lugar, se presentan los resultados de las regresiones RIF tanto para ingresos totales como ingresos laborales. En tercer lugar, se analizan los resultados de la descomposición de las regresiones RIF, se exponen los resultados obtenidos para otros puntos de la distribución y por último se analizan los determinantes del índice de Gini.

²⁰ donde $\gamma_t^v = EXX'|T = t^{-1}ERIFY_t; v_t, F_tX|T = t$ con $t = 0, 1$.

²¹ $\gamma_C^v = EXX'|T = 1^{-1}ERIFY_0; v_C, F_CX|T = 1$.

7.1. Resultados de la corrección de ingresos

7.1.1. Método BFM

Como se indicó anteriormente, se realiza una corrección de los ingresos reportados en la ECH utilizando los datos provenientes de los registros tributarios. Este procedimiento permite una captación más precisa de la cola derecha de la distribución del ingreso, corrigiendo la subrepresentación de este segmento en la encuesta. A continuación, se exponen algunos de los principales resultados obtenidos.

Se observa que el *merging point* decrece a lo largo del período analizado, lo que indica que, conforme avanzan los años, una proporción mayor de los ingresos es objeto de corrección (Cuadro 1).²² Este resultado es consistente con la subcaptación de los altos ingresos en la encuesta de hogares ya reportado en [Burdín et al. \(2022\)](#) para el caso de Uruguay, y [De Rosa et al. \(2024\)](#) y [Alvaredo et al. \(2022\)](#) para otros países latinoamericanos.

Tal como se aprecia en el Cuadro 1, en todos los años examinados la participación del 1 % superior en el ingreso total se incrementa tras la aplicación de la corrección, lo que concuerda con la subcaptación de dichos grupos en la encuesta de hogares, y dicho incremento resulta progresivo a lo largo del tiempo. En la misma línea, al evaluar la participación del 0,1 % de los individuos con mayores ingresos, se observan diferencias sustanciales después de aplicar la metodología de corrección. En 2016, este grupo concentraba el 5,01 % del ingreso total luego de la corrección, en contraste con tan solo el 1,79 % registrado antes de dicha corrección.

Estos resultados refuerzan la idea de que la ECH posee una subrepresentación de los sectores de más altos ingresos y esta subcaptación es creciente conforme se avanza en el período de estudio. Es por esto que se destaca la relevancia de emplear metodologías de corrección de ingresos, como la implementada en este estudio, para analizar a los sectores más altos de la distribución.

7.1.2. Estadísticas descriptivas

A continuación se presentan las principales características descriptivas del 1 % superior de más altos ingresos, así como del 0,1 % más alto, luego de la corrección de ingresos. En el

²² El *merging point* refiere, en este caso, al percentil a partir del cual se corrigen los ingresos.

Cuadro 1: Corrección de ingresos de la ECH en base a registros tributarios

Estadísticas	2010		2013		2016	
	ECH-BFM	ECH	ECH-BFM	ECH	ECH-BFM	ECH
Merging point	0,88	No corresponde	0,84	No corresponde	0,82	No corresponde
Índice de Gini	0,63	0,623	0,598	0,571	0,609	0,57
Participación del 1 % superior	12,90 %	11,90 %	12,10 %	8,55 %	13,70 %	8,54 %
Participación del 0,1 % superior	4,37 %	3,31 %	4,11 %	1,78 %	5,01 %	1,79 %

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta los principales resultados de la corrección de ingresos a través de la metodología BFM. Las columnas referidas como Ingresos BFM corresponden a los resultados con la distribución de ingresos luego de aplicada la metodología, mientras que ingresos ECH refiere a la distribución de ingresos proveniente de la encuesta. Se exponen los resultados del *merging point* para los tres años analizados, así como el índice de Gini y la participación del 1 % y 0,1 % superior antes y después de corregidos los ingresos. El *merging point* refiere al percentil a partir del cuál se corrigen los ingresos.

anexo se presentan estas tablas (Cuadro 7 y Cuadro 8), así como las tablas para el total de la población (Cuadro 9, Cuadro 10 y Cuadro 11), así como las tablas para el 1 % y 0,1 % superior con ingresos previo a la corrección BFM (Cuadro 12 y Cuadro 13).

A partir de estos datos se puede observar en el Cuadro 7 que existe una alta participación masculina en los grupos de más altos ingresos, aunque este porcentaje disminuye para el año 2016. En este año la cantidad de mujeres en el grupo alcanza su máximo, aunque el porcentaje es apenas de un 22 % del grupo. Estos resultados van en línea con el trabajo previo de [Burdín et al. \(2022\)](#), donde también encuentran una fuerte presencia masculina en los grupos de más altos ingresos en el caso de Uruguay, así como constatan un leve crecimiento de la proporción de mujeres en el grupo. Los autores identifican que este incremento se debe principalmente a la representación en los ingresos laborales y pensiones, mientras que la participación femenina en el ingreso de capital se mantiene estable.

Además, al enfocarse en el 0,1 % superior la proporción de mujeres es aún menor. En todo el período analizado el porcentaje de hombres supera el 90 % para este grupo.

Por otro lado, existe una baja representación del interior del país en el grupo, la cual disminuye al analizar el período punta a punta. Para el año 2010 un 61 % del grupo reside en Montevideo mientras que este porcentaje se incrementa a 78 % al final del período. En el caso del 0,1 % superior, este porcentaje aumenta considerablemente en el segundo subperíodo (pasa de 40 % en 2013 a 91 % en 2016), momento en el cual crece el grupo de más altos ingresos.

Con respecto al tramo de educación se observa que la mayoría del grupo cuenta con

universitaria o superior como máximo nivel educativo y este tramo va creciendo a lo largo del período (ver Cuadro 8 en el anexo). En 2016 un 73 % del grupo cuenta con terciaria completa, seguido por secundaria incompleta con un 12 % para este mismo año. El porcentaje de personas con niveles educativos bajos e intermedios disminuye en el período, mientras que aumenta la de quienes han completado estudios universitarios, indicando una mayor escolarización en el grupo de más altos ingresos en los años analizados. Con respecto al 0,1 % superior también se observa un incremento en la escolarización, siendo universidad o superior el tramo de mayor representación.

Al analizar el sector de ocupación en los que se emplean los individuos del 1 % superior se encuentra que en su mayoría son patrones, aunque este porcentaje disminuye dentro del período (pasa de 48 % en 2010 a 38 % en 2016). La segunda categoría de mayor representación en el grupo es asalariado privado y la misma crece en estos años, siendo un 38 % en 2016. Al desagregar el grupo se observa que el porcentaje de patrones es aún mayor en el 0,1 % superior, siendo un 60 % para el año 2016. Este porcentaje cae en el período, encontrando su punto más alto en 2013 con un 73 % de la población del grupo.

7.2. Determinantes de la participación del 1 % superior en los ingresos

A continuación se presentan los resultados de las regresiones RIF (Cuadro 2) y su evolución en el período analizado, tanto para ingreso total como para ingreso laboral para el 1 % superior de la distribución.

7.2.1. Determinantes de la participación del 1 % superior de ingresos laborales

Al analizar el modelo que utiliza ingresos laborales como variable dependiente se evidencia que la mayoría de las variables utilizadas como características personales son significativas para explicar la evolución del ingreso del 1 % superior. En particular, el género es significativo en los extremos del período analizado (2010 y 2016), evidenciando que ser mujer incide de manera negativa en la concentración de ingresos laborales en estos años. Este resultado va en línea con la literatura previa evidenciando un posible techo de cristal que enfrentan las mujeres en el mercado laboral uruguayo (Bucheli y Sanromán, 2004; Boraz y Robano, 2010).

Cuadro 2: Regresiones RIF de la participación del 1 % superior en el ingreso

Variables	Ingreso total			Ingreso laboral		
	2010	2013	2016	2010	2013	2016
Edad	0,0001	-0,0009	0,00196***	0,000827***	0,00122***	0,000982***
Mujer	-0,0502*	-0,0432***	-0,0443***	-0,0104***	-0,0038	-0,0174***
Región						
Interior 5000 y mas	-0,0333**	-0,0201	-0,0501***	-0,00765**	-0,000889	-0,0105***
Interior <5000 y rural	-0,0435***	-0,0253***	-0,0446***	-0,0138***	-0,0193**	-0,00822***
Tramos de educación						
Secundaria incompleta	-0,0224***	-0,0259***	-0,0203***	-0,0117***	-0,00328	-0,00663***
Secundaria completa	-0,0292**	-0,0492***	-0,0253*	-0,0149***	0,016	-0,0168***
Terciaria incompleta	-0,00967	-0,0819***	-0,0594***	-0,0076	-0,0332***	-0,0173***
Terciaria completa	0,0742	0,064	0,0995**	0,0310***	0,0122**	0,0270***
Categoría de ocupación						
Asalariado público	-0,137***	-0,0531***	-0,0986***	-0,0696***	-0,0465***	-0,0586***
Cuenta propia con y sin local	0,0585***	0,0511***	0,0760***	0,0188***	0,0181***	0,0221***
Patrón	0,438***	0,403***	0,477***	0,114***	0,103***	0,0830***
Rentistas	0,0249	0,178***	0,0469***	0,0527***	0,112***	0,0779***
Otros	0,0926***	0,0623***	0,148***	0,0524***	0,0396***	0,100***
E (RIF)	0,12843	0,1187	0,13463	0,08735	0,08492	0,08374

P valores robustos
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta los principales resultados de las regresiones RIF de la participación del 1 % superior. Se estiman regresiones para la participación del grupo en el ingreso total (columnas dos, tres y cuatro) y en el ingreso laboral (columnas cinco, seis y siete). En la primera columna se encuentran algunas de las variables utilizadas como controles. Además, se utilizan las variables rama de actividad y cantidad de trabajo. La variable región es una variable categórica que toma valor uno (siendo esta la categoría omitida) a los individuos que residen en Montevideo. Las otras dos categorías se presentan en el cuadro. La variable tramos de educación tiene como categoría omitida a los individuos que tienen primaria como máximo nivel educativo. La variable categoría de ocupación tiene como categoría omitida asalariado privado. La categoría otros refiere a una categoría agrupada de miembro de cooperativa, miembro del hogar no remunerado y programa social de empleo. Los coeficientes que aparecen en la tabla no son los efectos parciales de las variables. Para interpretarlas se debe dividir el coeficiente de cada variable por la media de la RIF (E(RIF)) y multiplicar el resultado por 0,01 para ver el cambio porcentual.

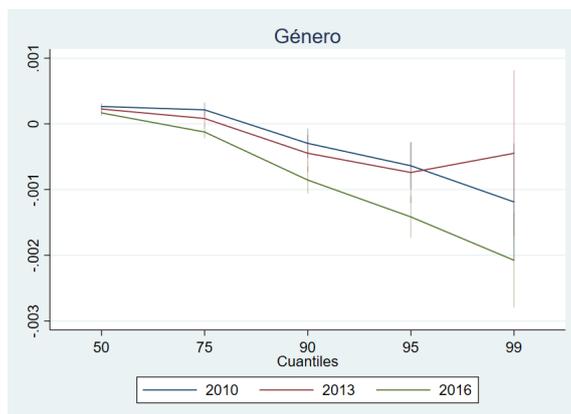
En el panel (a) de la Figura 1 se observa que el efecto negativo de ser mujer es mayor a medida que se avanza en la distribución, evidenciando la dificultad de las mujeres en obtener altos salarios que las coloquen en el tramo superior de la distribución. Además, el efecto negativo

se acentuó en los años analizados, siendo mayor en 2016 que para el comienzo del período.

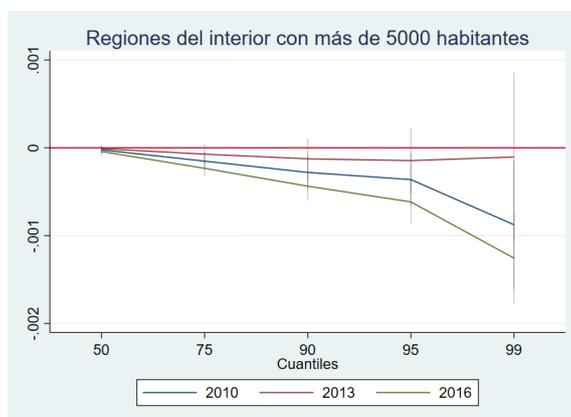
Asimismo, las regiones de residencia del interior del país se asocian con una disminución en la proporción de ingresos que concentra este grupo, sugiriendo que a mayor población que vive fuera de la capital, menor es la participación del 1 % en el ingreso laboral. En los paneles (b) y (c) de la Figura 1 se observan estos efectos negativos de vivir fuera de Montevideo a lo largo de la distribución.

En lo que respecta a los niveles educativos, se observa que la mayoría de los tramos son significativos al explicar la participación del grupo en los ingresos laborales (Cuadro 2). Sin embargo, el único nivel educativo que incrementa la participación del 1 % es aquel correspondiente a universitaria o superior.

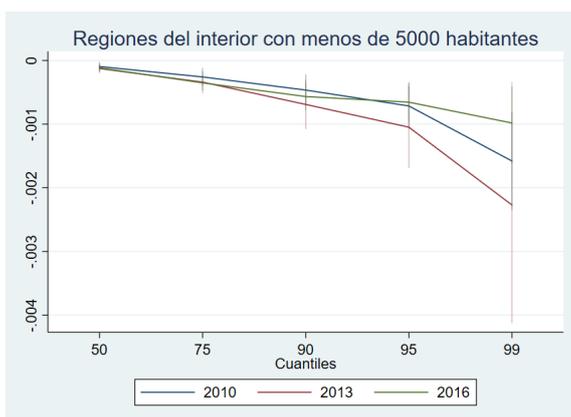
Figura 1: Efecto de las características personales en la participación de distintos cuantiles en el ingreso laboral



((a)) Efecto del género en el ingreso laboral



((b)) Efecto de vivir en regiones del interior de más de 5000 habitantes en el ingreso laboral



((c)) Efecto de vivir en regiones del interior de menos de 5000 habitantes y zonas rurales en el ingreso laboral

Fuente. Elaboración propia en base a la ECH corregida con tabulaciones de DGI-BPS

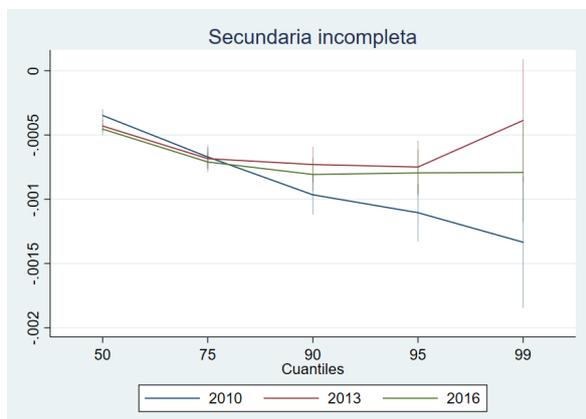
Nota: Las gráficas presentan el efecto de las características personales (género y región de residencia) en la concentración de ingresos laborales de distintos cuantiles estimado a través de regresiones RIF para los tres años analizados. Para realizar estas gráficas se utiliza el efecto parcial de cada variable sobre la participación de los cuantiles en el ingreso laboral. Este coeficiente se calcula a partir del resultado de las regresiones RIF de cada percentil, dividido la media de la RIF estimada para cada percentil y se multiplica por 0,01 para analizar el cambio porcentual.

La Figura 2 presenta la evolución de los efectos de los tramos educativos sobre la participación de distintos percentiles en los ingresos laborales. Se encuentra que, en su mayoría, los niveles de educación bajos e intermedios afectan negativamente a la concentración de ingresos en todos los puntos de la distribución analizados. Esto quiere decir que una mayor escolarización de la población (mayor cantidad de personas que cuentan con estos niveles de educación) reduce la proporción de ingresos que se apropia la parte superior de la distribución. En contraste, como se mencionó anteriormente, se observa que universitaria o superior es el único tramo que presenta efectos positivos en la concentración de ingresos laborales a lo largo de toda la distribución. Esto indica un efecto desigualador de este nivel de educación sobre los ingresos, e implica que un mayor porcentaje de individuos con este nivel educativo contribuye a incrementar la participación relativa en los ingresos laborales de todos los cuantiles a partir del percentil 50. Además, cabe destacar que el efecto alcanza su máximo al comienzo del período, experimenta una notable disminución en 2013 y posteriormente se recupera en el último año analizado. Esta caída es más pronunciada en el 1 % superior de la distribución. Asimismo, para todos los años analizados, el efecto positivo de haber finalizado la universidad es mayor en el percentil 95 que en el 1 % superior. Esto indica que, en términos salariales, el impacto desigualador de este tramo educativo es mayor en el percentil 95 que en el 1 % superior, sugiriendo que para este último pueda haber otros factores que esten influyendo en la desigualdad de ingresos más allá de la educación.

En cuanto a las variables de categoría ocupacional, se observa que todas las categorías tienden a aumentar la participación del 1 %, a excepción de los asalariados públicos.

El análisis basado en ingresos laborales resalta la importancia de las características personales y geográficas, evidenciando que el género afecta significativamente los ingresos laborales en los extremos del período, revelando que una mayor proporción de mujeres en el grupo se asocia con una disminución en la participación del 1 % superior. Así como la concentración del 1 % superior disminuye con una mayor dispersión residencial (más individuos viviendo fuera de la capital del país). Las variables asociadas a la educación y categoría ocupacional también resultan, en su mayoría, significativas para explicar la participación del grupo en los ingresos laborales.

Figura 2: Efecto de los tramos educativos en la participación de los cuantiles en el ingreso laboral



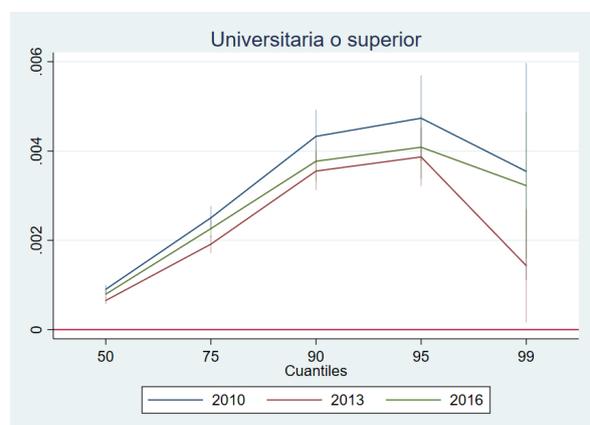
((a)) Efecto de secundaria incompleta en el ingreso laboral



((b)) Efecto de secundaria completa en el ingreso laboral



((c)) Efecto de terciaria incompleta en el ingreso laboral



((d)) Efecto de universitaria o superior en el ingreso laboral

Fuente. Elaboración propia en base a la ECH corregida con tabulaciones de DGI-BPS

Nota: Las gráficas presentan el efecto de los distintos tramos educativos en la concentración de ingresos laborales de distintos cuantiles estimado a través de regresiones RIF para los tres años analizados. Para realizar estas gráficas se utiliza el efecto parcial de cada variable sobre la participación de los distintos cuantiles en el ingreso laboral. Este coeficiente se calcula a partir del resultado de las regresiones RIF de cada percentil, dividido la media de la RIF de cada percentil y se multiplica por 0,01 para analizar el cambio porcentual.

7.2.2. Determinantes de la participación del 1 % superior de ingresos totales

Al considerar los ingresos totales se observa que las variables que son significativas para explicar la participación del 1 % superior a lo largo de todo el período analizado son el género, las regiones de residencia, los tramos educativos más bajos y las categorías de ocupación (a excepción de rentistas). Estos resultados respaldan la hipótesis inicial sobre la influencia de la categoría ocupacional en la participación del 1 % superior en el ingreso total. Además, va en

línea con el trabajo previo de [Hoffmann et al. \(2020\)](#) el cual resalta la importancia de considerar variables asociadas al sector de ocupación al analizar la desigualdad de ingresos.

A diferencia de lo observado para ingresos laborales, algunas de las variables utilizadas como características personales y tramos educativos (sobre todo los tramos altos de educación) pierden significación. Sin embargo, variables como el género y las categorías ocupacionales patrón y cuenta propia tienen un impacto considerablemente mayor cuando se consideran los ingresos de capital.

En lo que respecta a la variable asociada al género, los resultados muestran que el mismo tiene un rol significativo en la explicación de la evolución del 1 % superior de ingresos tanto para ingresos laborales como ingresos totales, siendo considerablemente mayor el impacto negativo para estos últimos. Esto sugiere una predominancia masculina en la generación de ingresos de capital. A modo de ejemplo, en 2013, un aumento de un punto porcentual en la proporción de mujeres dentro del grupo (pasando de 15 % a 16 %) disminuye la participación del 1 % superior en los ingresos totales en 0,36 %. Para 2016, este efecto negativo persiste, aunque se reduce levemente a 0,33 %.

El panel (a) de la Figura 3 exhibe la evolución del efecto del género sobre la concentración de ingresos totales de distintos cuantiles para 2010, 2013 y 2016. En particular, se observa que para los tres años analizados el efecto del género tiene una evolución similar reduciendo la concentración de ingresos. Asimismo, este efecto negativo resulta más pronunciado en los cuantiles superiores de la distribución de ingresos. Esto sugiere que en los estratos de mayores ingresos, una mayor representación femenina reduce la concentración de ingresos de estos grupos de forma más acentuada que en otros percentiles de la distribución.

Los hallazgos respaldan la hipótesis planteada, indicando que el género tiene un efecto significativo en la evolución del 1 % superior en el período analizado. Sin embargo, la mayor presencia de mujeres dentro del segmento de altos ingresos se asocia con una reducción en la proporción de ingresos que este grupo concentra. Además, la participación femenina en el 1 % superior ha aumentado a lo largo del período, aunque sigue siendo considerablemente baja en comparación con la de los hombres, lo cual va en línea con trabajos previos ([Guvenen et al., 2021](#); [Burdín et al., 2022](#)). Esto podría indicar que si no hubiese crecido la participación de las

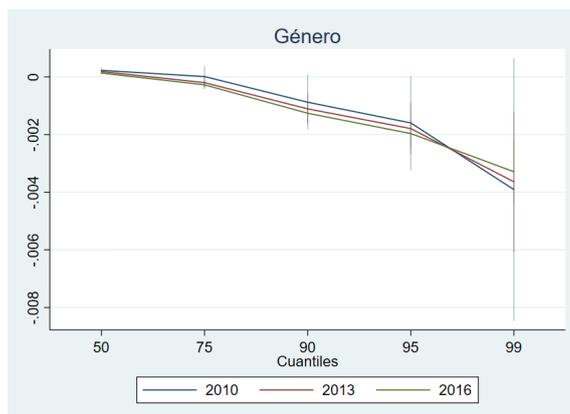
mujeres, el aumento de la concentración de ingresos del grupo hubiese sido mayor. A su vez, resalta la importancia de incorporar el género al analizar el grupo de más altos ingresos, dadas las tendencias distintas entre hombres y mujeres en el 1 % superior.

Por otra parte, la variable de región de residencia resulta significativa en la evolución del grupo en todo el período analizado. Vivir fuera de Montevideo afecta negativamente la proporción de ingresos que se apropia el 1 % superior. En particular, un incremento en la proporción de personas que residen en regiones del interior con más de 5.000 habitantes, pasando del 17 % al 18 % en 2016, reduce la participación del grupo en 0,37 %. En la Figura 3, los paneles (b) y (c) evidencian que residir en el interior tiene una influencia negativa en los cuantiles más altos, que se intensifica en el último año del período. Los resultados obtenidos sugieren que la concentración geográfica en Montevideo favorece la apropiación de ingresos del 1 % superior, lo que resalta la relevancia de considerar factores geográficos en la evolución de la distribución del ingreso.

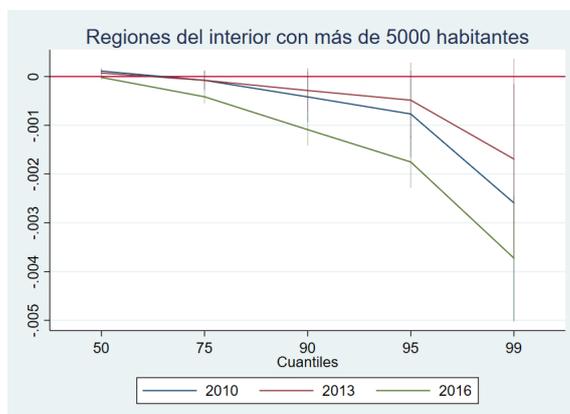
Con respecto a la educación se encuentra que los tramos educativos que resultan significativos a lo largo de todo el período analizado son secundaria incompleta y secundaria completa, ambos con efectos negativos sobre la participación del 1 % superior en el ingreso total. Mientras que contar con educación terciaria completa o superior es un factor relevante en la explicación de la concentración de ingresos de este grupo únicamente en el año 2016. Sin embargo, el efecto de este nivel de educación en este año es más del doble para ingresos totales que cuando se toman solo los ingresos laborales.²³ Específicamente, se observa que un aumento de un punto porcentual en la proporción de individuos con universitaria completa como máximo nivel de educación incrementa en un 0,74 % la participación en los ingresos del 1 % superior para dicho año. Además, en el período analizado se evidencia un incremento en la proporción de individuos pertenecientes al 1 % superior que cuentan con este nivel de educación, pasando del 57 % en 2010 al 73 % en 2016 (ver Cuadro 8 en el anexo).

²³ Este efecto se calcula como el coeficiente asociado a universitaria o superior del Cuadro 2 dividido la media de la RIF para este año (en el caso de los ingresos totales 0,13463) y multiplicado por 0,01 para ver el cambio porcentual.

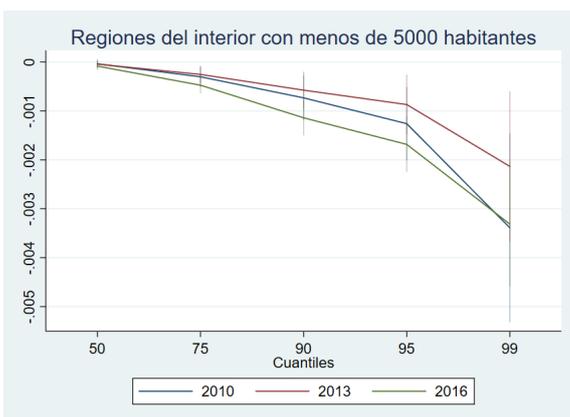
Figura 3: Efecto de las características personales en la participación de los cuantiles en el ingreso total



(a) Efecto de la proporción de mujeres en el ingreso total



(b) Efecto de vivir en regiones del interior de más de 5000 habitantes en el ingreso total



(c) Efecto de vivir en regiones del interior y zonas rurales en el ingreso total

Fuente. Elaboración propia en base a la ECH corregida con tabulaciones de DGI-BPS

Nota: Las gráficas presentan el efecto de las características personales (género y región de residencia) en la concentración de ingresos totales de distintos cuantiles estimado a través de regresiones RIF para los tres años analizados. Para realizar estas gráficas se utiliza el efecto parcial de cada variable sobre la participación de los distintos cuantiles en el ingreso total. Este coeficiente se calcula a partir del resultado de las regresiones RIF de cada percentil, dividido la media de la RIF de cada percentil y se multiplica por 0,01 para analizar el cambio porcentual.

Al desagregar por subperíodos, se observa que en su mayoría los tramos educativos altos son significativos para el período 2013-2016, años en los que crece la participación del grupo en los ingresos totales. Esto indica una posible asociación entre estos niveles de educación y dicho incremento. Sin embargo, a excepción de universitaria o superior, todas las variables de educación tienen un efecto negativo en la participación del grupo en el total de ingresos, lo que sugiere que un incremento en la proporción de individuos con niveles educativos bajos e intermedios disminuye la participación relativa del grupo en el total de ingresos. Mientras que una mayor proporción de individuos con altos niveles educativos (universidad completa) favorece el crecimiento del grupo. En la Figura 4 se evidencia este efecto positivo, particularmente para los percentiles mayores a la mediana de la distribución. Este impacto es diferente al observado para ingresos laborales. Mientras que en los ingresos laborales el efecto cae para el 1 % superior, para el caso de los ingresos totales el efecto de este tramo educativo en 2016 es mayor y siempre creciente entre cuantiles.²⁴

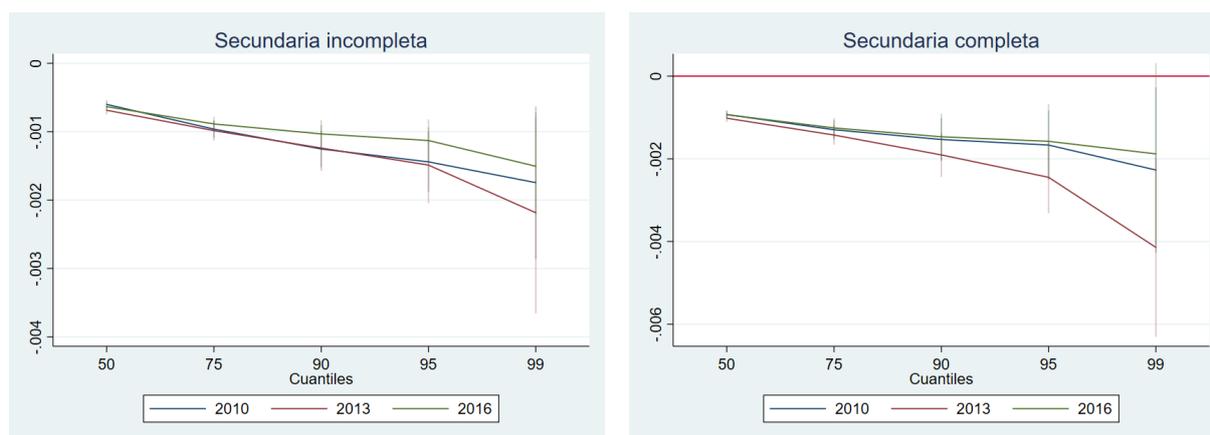
Para el nivel educativo terciaria incompleta la interpretación es análoga a la de ingresos laborales. Un incremento en la proporción de personas con este nivel de educación contribuye a disminuir la concentración de ingresos que se apropia la parte superior de la distribución. No obstante, en el caso de los ingresos totales el impacto negativo en la concentración de ingresos es aún más marcado, por lo que la mejora en la distribución del ingreso es mayor.

Por otro lado, cabe destacar que los resultados asociados a las categorías ocupacionales señalan que el efecto de ser patrón o cuentapropista con y sin local resulta notoriamente mayor cuando se utilizan ingresos totales en comparación con ingresos laborales como variable dependiente. Esto indica una fuerte asociación entre la percepción de ingresos de capital y contar con alguna de estas dos categorías ocupacionales. En particular, la categoría patrón es la que tiene el mayor impacto en la participación del grupo, con una magnitud que disminuye de 2010 a 2013, para luego alcanzar su valor máximo en 2016. Para este último año, un incremento de un punto porcentual en la proporción de personas que trabajan como patrones (pasar del 38 % al 39 %) genera un aumento del 3,5 % en la participación del 1 % superior en el ingreso total. Este efecto es casi cuatro veces mayor que cuando se consideran solo los ingresos laborales.²⁵

²⁴ Se analiza solo el año 2016 dado que es el único para el cual este tramo educativo resulta significativo.

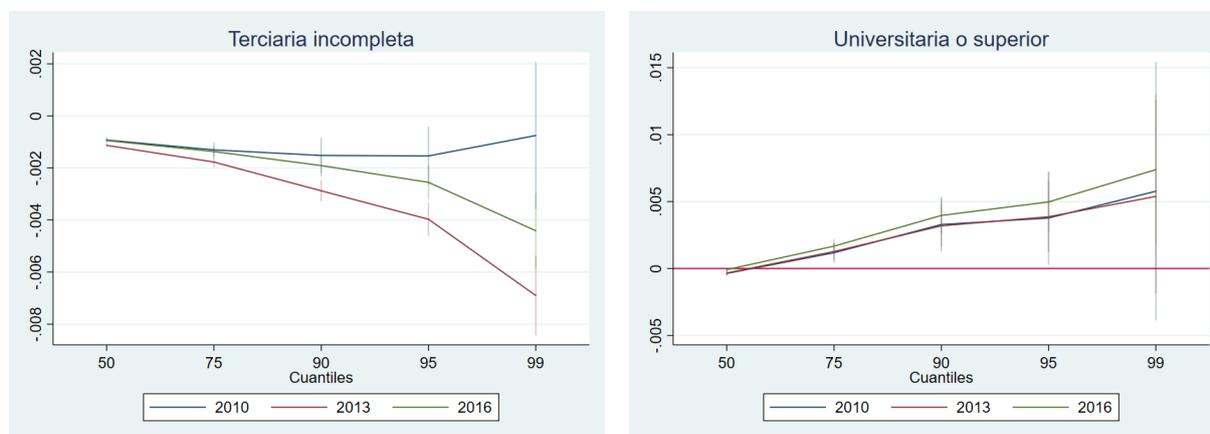
²⁵ Este efecto se calcula como el coeficiente asociado a patrón del Cuadro 2 dividido la media de la RIF para

Figura 4: Efecto de los tramos educativos en la participación de los cuantiles en el ingreso total



((a)) Efecto de secundaria incompleta en el ingreso total

((b)) Efecto de secundaria completa en el ingreso total



((c)) Efecto de terciaria incompleta en el ingreso total

((d)) Efecto de universitaria o superior en el ingreso total

Fuente. Elaboración propia en base a la ECH corregida con tabulaciones de DGI-BPS

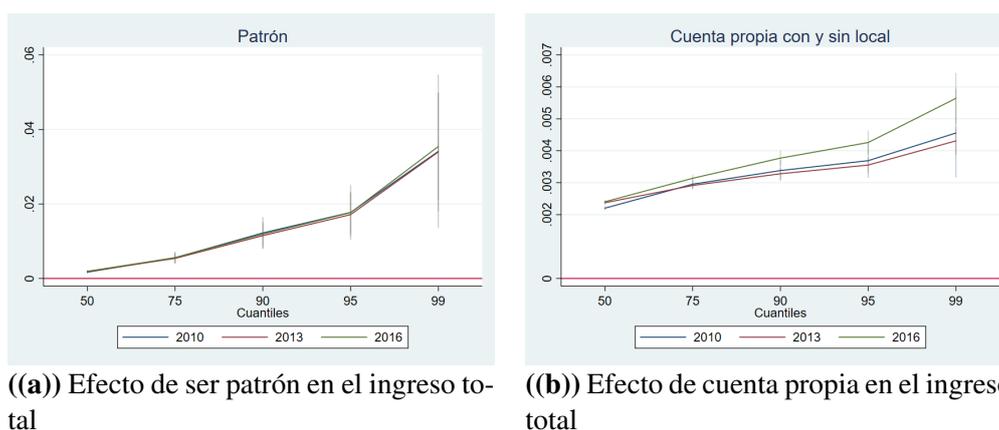
Nota: Las gráficas presentan el efecto de los tramos educativos en la concentración de ingresos totales de distintos cuantiles estimado a través de regresiones RIF para los tres años analizados. Para realizar estas gráficas se utiliza el efecto parcial de cada variable sobre la participación de los distintos cuantiles en el ingreso total. Este coeficiente se calcula a partir del resultado de las regresiones RIF de cada percentil, dividido la media de la RIF de cada percentil y se multiplica por 0,01 para analizar el cambio porcentual.

Además, en 2013 la proporción de patrones dentro del grupo alcanza su punto más alto en el período analizado, representando el 45% del total.

En el panel (a) de la Figura 5 se observa la evolución del efecto de patrón en diferentes cuantiles. Si bien la evolución es prácticamente igual en los tres años considerados, cabe destacar el aumento del efecto en el último percentil de la distribución. El impacto que tiene en el 1% superior es casi el doble que en el percentil 95. En el panel (b) se evidencia el efecto este año (en el caso de los ingresos totales 0,13463) y multiplicado por 0,01 para ver el cambio porcentual.

de tener cuenta propia con o sin local en la evolución de los ingresos totales por cuantiles. Se destaca también el crecimiento que tiene el efecto para el 1% superior en comparación con el percentil 95, y este es aún mayor en el último año del período. Es decir, el impacto positivo de ser cuentapropista sobre la concentración de ingresos es creciente tanto en la distribución como en el período analizado.

Figura 5: Efecto de las categorías ocupacionales en la participación de los cuantiles en el ingreso total



(a) Efecto de ser patrón en el ingreso total

(b) Efecto de cuenta propia en el ingreso total

Fuente. Elaboración propia en base a la ECH corregida con tabulaciones de DGI-BPS

Nota: Las gráficas presentan el efecto de dos de las categorías ocupacionales (las más relevantes para explicar los ingresos totales) en la concentración de ingresos totales de distintos cuantiles estimado a través de regresiones RIF para los tres años analizados. Para realizar estas gráficas se utiliza el efecto parcial de cada variable sobre la participación de los distintos cuantiles en el ingreso total. Este coeficiente se calcula a partir del resultado de las regresiones RIF de cada percentil, dividido la media de la RIF de cada percentil y se multiplica por 0,01 para analizar el cambio porcentual.

A modo de conclusión, al considerar ingresos totales los efectos del género y las categorías ocupacionales patrón y cuenta propia son considerablemente mayores que al observar solo los ingresos laborales. Por otro lado, los tramos educativos más altos no resultan estadísticamente significativos para todo el período (como se observaba para ingresos laborales). Estos ganan importancia como determinantes de la evolución del 1% superior de ingresos totales en el segundo subperíodo. Esto coincide con un crecimiento en la participación del grupo dentro del total de ingresos, lo que sugiere que dichos niveles de educación pueden estar vinculados a este aumento.

7.3. Descomposición de la evolución de la desigualdad

A continuación se presentan los resultados de las descomposición de la participación del 1 % superior para el período completo y ambos subperíodos considerados, para ingresos laborales e ingresos totales. Además, se expone la comparación con otros puntos de la distribución. Y por último, se analiza el índice de Gini y sus determinantes en el período.

7.3.1. Descomposición de la evolución del 1 % superior

Al analizar los ingresos laborales, tal como se observa en el Cuadro 3, se encuentra que la diferencia en la participación del 1 % superior entre 2016 y 2010 es positiva y significativa, aunque la descomposición agregada en efectos composición y estructura del ingreso no son individualmente significativos. Al diferenciar por subperíodos, las variaciones 2010-2013 y 2013-2016 resultan ser no significativas.²⁶

A partir del efecto desagregado (Cuadro 4) no se encuentran variables que expliquen en gran medida la diferencia en la participación del 1 % superior en los ingresos laborales en el período 2010-2016. No obstante, cabe destacar que el efecto composición positivo y significativo de universitaria o superior es el que mayor impacto tiene en dicha diferencia, indicando que el aumento en la cantidad de personas con este nivel de educación contribuye a incrementar la participación del grupo en el ingreso. Con respecto al efecto estructura, solo resultan significativos los efectos asociados a secundaria incompleta y la categoría ocupacional otros. Ambos son positivos lo que sugiere que el aumento en los retornos de estas categorías contribuye a un aumento de la desigualdad.

Por otro lado, al analizar los ingresos totales en el período completo, se encuentra que la variación en la participación del grupo entre 2010 y 2016 no es estadísticamente significativa (Cuadro 3). Sin embargo, al desagregar por subperíodos se encuentran resultados que son de relevancia para analizar la participación del 1 % superior en el ingreso total.

Por un lado, para el primer subperíodo (2010-2013) se observa que la diferencia en la participación del 1 % superior en el ingreso no es estadísticamente significativa, al igual que

²⁶ Idealmente en la descomposición RIF tanto el error de especificación como el error de ponderación deben ser no significativos. Sin embargo, se encuentra que en algunas de las estimaciones de este trabajo algunos de los errores si lo son. De todas formas, en los casos donde esto sucede su efecto es cercano a cero y siempre inferiores que los efectos composición y estructura.

para los ingresos laborales.

Cuadro 3: Resultados agregados de la descomposición RIF para el 1 % superior

Totales	Ingreso total			Ingreso laboral		
	2010-2016	2010-2013	2013-2016	2010-2016	2010-2013	2013-2016
Tiempo 1	0,1310641**	0,1152654*	0,1310641**	0,0837428**	0,08492*	0,0837428**
Tiempo 0	0,1280707**	0,1280707*	0,1152654**	0,0873498**	0,0873498*	0,08492**
Diferencia	0,0029934	-0,0128053	0,0157987*	-0,003607*	-0,0024299	-0,0011772
Efecto composición	0,0003358	0,0035758*	-0,0044492***	0,0003817	0,0011151**	0,0000384
Error de especificación	-0,0005115***	0,0015793	-0,0016273	-0,0005739***	0,0002986	-0,0001633
Efecto estructura	0,0033221	-0,0173533	0,021536***	-0,0032884	-0,0034494	-0,0003573
Error de reponderación	-0,000153	-0,000607***	0,0003392	-0,0001264**	-0,0003941*	-0,0006949**

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta los resultados agregados de la descomposición RIF de la participación del 1 % superior en el ingreso. Se presentan los resultados para ingresos totales e ingresos laborales y se realizó la descomposición para el período completo (2010-2016) y para ambos subperíodos (2010-2013 y 2013-2016). Para calcular los errores estándar se utilizó el método Bootstrap con 500 iteraciones. P valores robustos *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Cuadro 4: Descomposición de las principales variables de interés para el 1 % superior

Variables	Ingreso total			Ingreso laboral		
	2010-2016	2010-2013	2013-2016	2010-2016	2010-2013	2013-2016
Efecto composición						
Mujer	-0,0003456	-0,0002727	-0,000586 *	-0,0000109	0,00006058	-0,0000566
Secundaria incompleta	0,0007602	0,0007141 *	0,0003347	-0,00009061	0,000087*	0,00007092
Secundaria completa	-0,0006161*	-0,0004325 *	-0,0002748 *	-0,0002254**	-0,0001832**	0,0000771
Terciaria incompleta	-0,00026	-0,0001943	-0,0007048 *	-0,000139	-0,0001306	-0,0001663***
Universitaria o superior	0,0019112 *	0,0014005 *	0,0005375 *	0,0012029**	0,0010743*	0,0001061 *
Asalariado público	-0,0015103*	-0,0016401 *	-0,000067	-0,0003105*	-0,0006435***	-0,0000527
Cuenta propia con y sin local	-0,0003046	-0,0006953 *	0,0005098 *	-0,0000281	-0,0002203**	0,0002568**
Patrón	-0,0020235 *	0,0006449 **	-0,0019305 *	-0,0003501**	0,0007275**	-0,0008568**
Rentistas	-0,0000163	-7.32e-06	0	0	0	-0,0000363
Otros	-0,0004367 *	-0,0002315 *	-0,0001582 *	-0,0001798**	-0,0001023*	-0,0000933**
Efecto estructura						
Mujer	0,0123248	0,0149908	0,0004774	-0,0035092	0,0029426	-0,0016355
Secundaria incompleta	0,0031571	0,0008032	0,001838	0,0029857**	0,0034231*	-0,0002422
Secundaria completa	0,001887	-0,0002853	0,0026141	0,0002077	0,0029258**	-0,0019852**
Terciaria incompleta	-0,0049309 *	-0,0070258 **	0,0012395	-0,0005675	-0,0018889**	0,0010158*
Universitaria o superior	0,0050676	-0,0010881	0,0072217	0,0020217	-0,0007724	0,0008233
Asalariado público	0,0117692	0,0226863 *	-0,0115372 *	0,0000323	0,0029387**	-0,0026252**
Cuenta propia con y sin local	0,0041251 *	-0,0034902	0,0058404 *	0,0012187	0,0000822	0,001274
Patrón	-0,0025673	-0,0099442	0,0095565	-0,0020182	-0,0009133	0,0003991
Rentistas	0	0	0	0,0002672	-0,0004162	0
Otros	0,0002493 *	-0,0009214	0,0008034 *	0,0004993**	-0,0001837*	0,0006281**

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta los resultados desagregados por variables de la descomposición RIF de la participación del 1 % superior en el ingreso. Se presentan los resultados tanto para ingresos totales como ingresos laborales, y se realizó la descomposición para el período completo (2010-2016) y para ambos subperíodos (2010-2013 y 2013-2016). Se presentan los efectos composición y estructura de las covariables de interés para el presente estudio. Además, se utilizan como controles variables de rama de actividad, múltiples trabajos, tramos de edad y región de residencia. Dado que se presentan solo algunas de las variables utilizadas en la descomposición, la suma de los coeficientes asociados a cada variable no es igual al efecto agregado. Para calcular los errores estándar se utilizó el método Bootstrap con 500 iteraciones. P valores robustos *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Mientras que, en contraste, para el subperíodo 2013-2016 los resultados evidencian que

la diferencia sí es significativa en estos años, indicando un aumento de la concentración de ingresos del 1 % superior (Cuadro 3). Esta diferencia no resulta significativa cuando se observan únicamente los ingresos laborales, lo que podría indicar que la diferencia en la participación del grupo entre estos años se debe predominantemente a los ingresos de capital, lo cual es consistente con el trabajo previo de [Burdín et al. \(2022\)](#).

Al desagregar la diferencia observada en sus componentes, se destaca que ambos efectos (composición y estructura) resultan estadísticamente significativos, aunque actúan en direcciones opuestas. Por un lado, el efecto composición influye negativamente en la participación del grupo, mientras que el efecto estructura actúa de manera positiva, sugiriendo que el cambio en la forma que se remuneran dichas variables contribuyen a un incremento en la concentración de ingresos de este grupo. En conjunto, la diferencia global positiva entre estos años indica que el efecto estructura compensa y supera la influencia negativa del efecto composición, explicando así el aumento de la participación del 1 % superior en dicho período.

Al desagregar el efecto de cada variable para estos años también se identifica un efecto composición positivo en el tramo universitaria o superior, así como el aumento en el número de individuos que se desempeñan en la categoría ocupacional de cuenta propia, por lo que estos favorecen el crecimiento del 1 % superior durante este subperíodo. En contraste, la variación en la cantidad de mujeres tiene un efecto negativo sobre la concentración de ingresos del grupo.

Por otra parte, cabe destacar que los retornos asociados a la categoría ocupacional de cuenta propia con y sin local ha experimentado un incremento durante estos años, favoreciendo el aumento de la desigualdad.

A modo de conclusión, aunque de manera agregada la diferencia en la participación a lo largo del período completo no resulta estadísticamente significativa cuando se consideran los ingresos totales, el análisis desagregado por subperíodos revela cambios que resultan de relevancia para estudiar la evolución del grupo. Durante el segundo subperíodo la diferencia en la participación del grupo sí resulta significativa y se observa que el efecto estructura resulta ser el principal impulsor del incremento del 1 % superior, teniendo un impacto significativo y mayor que el efecto composición negativo. Sin embargo, por más de que en términos agregados el efecto estructura explica el crecimiento del grupo, no se identifican grandes cambios en las

variables de interés, con excepción de la categoría ocupacional cuentapropistas.

Si se analiza el efecto de la educación, los resultados no evidencian lo planteado en la hipótesis. Para el 1 % superior se observa un cambio en la cantidad de personas con educación terciaria que favorece la concentración del ingreso, que no es acompañado por un aumento en los retornos de este nivel educativo. Por otro lado, un cambio en la composición de la participación femenina dentro del grupo tiene un efecto negativo sobre dicha concentración en los años 2013-2016, que es también el período en que crece la cantidad de mujeres en el grupo. Esto sugiere que en ausencia de este aumento en la representación femenina el crecimiento del grupo hubiese sido mayor.

7.3.2. Comparación con otros puntos de la distribución de ingresos

A partir de los resultados obtenidos para el 10 % superior se evidencia que todas las variables utilizadas como controles para explicar la participación del grupo en los ingresos totales son significativas (ver Cuadro 14 en el anexo). Sin embargo, ciertas variables tienen un impacto menor que lo observado en el 1 % superior (algunos ejemplos son universidad o superior o cuenta propia con o sin local).

A diferencia del grupo de más altos ingresos, en el 10 % superior se observa que todos los tramos educativos resultan significativos para explicar la concentración de ingresos totales del grupo durante el período analizado (Cuadro 14). Mientras que en el 1 % superior el nivel universitaria o superior es significativo únicamente en 2016 para el ingreso total, en el 10 % más alto un incremento en la proporción de personas con este nivel educativo es determinante para todos los años analizados. Este efecto decrece de 2010 a 2013 para alcanzar su máximo en 2016. No obstante, como se mencionó anteriormente, su magnitud es considerablemente mayor en el 1 % superior: en 2016, un aumento de un punto porcentual en la proporción de personas con universitaria o superior incrementa la participación del 1 % en 0,74 % (Cuadro 2), mientras que para el 10 % superior el aumento es de 0,39 % (Cuadro 14).

Por otra parte, en el Cuadro 15 se encuentran los resultados para el 50 % superior de la distribución. Cabe destacar que, al igual que para el 10 % superior, la mayoría de las variables utilizadas como controles para explicar la participación de este grupo en los ingresos totales

resultan significativas.

Con respecto a la educación, se encuentra que todos los tramos se relacionan con una reducción en la participación del 50 % superior en los ingresos totales, lo que podría atribuirse al hecho de que una modificación en la composición educativa de estos individuos provoca un desplazamiento hacia otros percentiles. A modo de ejemplo, podría suceder que un incremento en la cantidad de individuos más educados eleve sus propios ingresos, generando que se desplacen hacia percentiles superiores dentro de la distribución.

Al realizar la descomposición RIF se observa que la participación del 10 % superior en el total de los ingresos cae entre 2010 y 2016 y esta diferencia es estadísticamente significativa (Cuadro 5). A pesar de que los efectos composición y estructura no son significativos en términos agregados existen ciertas variables que sí son significativas y explican la caída del grupo.²⁷ Por un lado, el aumento en la cantidad de personas con universitaria o superior tiene un efecto positivo sobre la participación del grupo, favoreciendo la concentración de ingresos del 10 % superior. Además, este tramo educativo también tiene un efecto estructura positivo y significativo, evidenciando que aumentan los retornos de este nivel de educación. En la misma línea, secundaria completa y las categorías ocupacionales cuenta propia con y sin local también provocan una mayor concentración de ingresos del grupo.

A diferencia de lo observado en el 1 % superior, en el 10 % se observa una mayor explicación de los tramos de educación. Estos resultados indican que la educación está jugando un rol fundamental en la evolución de este grupo, favoreciendo la concentración de ingresos cuando los individuos tienen mayor formación. Por lo tanto, para el 10 % superior sí se da lo planteado en la hipótesis con respecto a la educación. Para el primer subperíodo los retornos correspondientes a los tramos educativos más altos se mantienen estables, para luego incrementarse en los años donde también se da un crecimiento del grupo (aunque sin alcanzar los niveles de comienzos del período). Esto podría indicar que el aumento en los retornos explica parte del crecimiento del 10 % superior. Además, esto va acompañado de un efecto composición positivo, indicando que el incremento del grupo también se explica por un cambio en la cantidad de personas que cuentan con universitaria o superior como máximo nivel educativo. Mientras que,

²⁷ En el anexo se encuentran las descomposiciones desagregadas por variables de interés para el 10 % superior (Cuadro 20) y para el 50 % superior (Cuadro 21).

como se mencionó anteriormente, en el 1 % superior se produce un aumento en la cantidad de personas con dicho tramo educativo pero no se observan cambios significativos en los retornos, indicando que son otras las variables que impulsan el crecimiento del grupo.

Cuadro 5: Resultados agregados de la descomposición RIF para el 10 % y 50 % superior

Totales	10% superior			50% superior		
	2010-2016	2010-2013	2013-2016	2010-2016	2010-2013	2013-2016
Tiempo 1	0,4066636**	0,3908783*	0,4066636**	0,8615944**	0,8590398*	0,8615944**
Tiempo 0	0,4193665**	0,4193665*	0,3908783**	0,8886611**	0,8886611*	0,8590398**
Diferencia	-0,0127029*	-0,0284882**	0,0157853**	-0,0270667**	-0,0296212**	0,0025546
Efecto composición	-0,0010537	0,0019138	-0,0009582	-0,0056235**	-0,006197**	0,0009051
Error de especificación	-0,001595***	-0,0011	0,0001326	-0,0000384	-0,001919**	0,0012952*
Efecto estructura	-0,0094737	-0,0283712**	0,0181491**	-0,0209621**	-0,0214731**	0,0014263
Error de reponderación	-0,0005805**	-0,0009309*	-0,0015381**	-0,0004427**	-0,0000321	-0,0010721**

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta los resultados agregados de la descomposición RIF de la participación del 10 % y 50 % superior en el ingreso. Se presentan los resultados para ingresos totales e ingresos laborales y se realizó la descomposición para el período completo (2010-2016) y para ambos subperíodos (2010-2013 y 2013-2016). Para calcular los errores estándar se utilizó el método Bootstrap con 500 iteraciones. P valores robustos *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

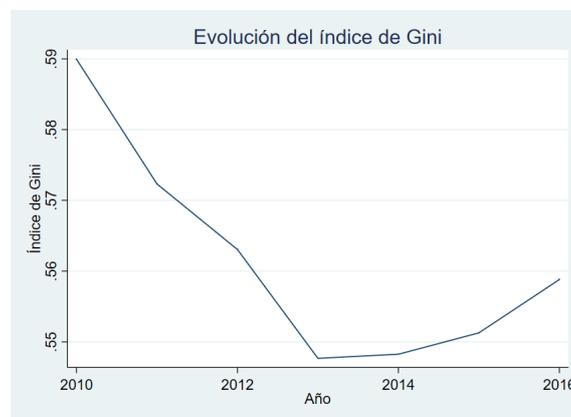
Al observar la descomposición del 50 % superior se evidencia que existe una diferencia significativa y negativa en la participación del grupo en el período analizado (2010-2016). Además, para este percentil, tanto el efecto composición como el estructura son individualmente significativos. Al desagregar por subperíodos se observa que, al igual que para el 10 %, la participación del 50 % superior cae en el primer subperíodo para luego presentar un incremento entre los años 2013 y 2016, aunque sin alcanzar los niveles de comienzo del período. Para los años 2010-2013 tanto el efecto composición como el estructura son significativos para explicar la caída del 50 % superior, mientras que en el segundo subperíodo la diferencia no es significativa, así como tampoco lo son ambos efectos.

7.3.3. Descomposición de la evolución del índice de Gini

Otra forma de analizar la evolución de la desigualdad en el período analizado es enfocarse en cómo cambia el índice de Gini en estos años. La evolución de este indicador medido a partir de la ECH es diferente al cambio en la participación del 1 % superior en el total de los ingresos a partir de datos de registros tributarios, por lo que resulta relevante también analizar los determinantes del índice y su evolución en el tiempo.

En los años analizados se observa una caída sostenida del índice de Gini desde 2010 a 2013, que indica que se reduce la desigualdad en el país llegando a su nivel más bajo en el año 2013 (Figura 6). Luego, en el segundo subperíodo, el índice se estabiliza y se incrementa, aunque sin alcanzar los niveles del principio del período. Por lo que, se concluye que la desigualdad de ingresos en Uruguay entre la población adulta (mayores de 30 años) y que perciben ingresos, presenta una marcada disminución hasta 2013 para luego estabilizarse y tener un leve repunte al final. Mientras que la concentración de ingresos del 1 % superior presenta la evolución contraria (se mantiene estable hasta 2013 para luego crecer hasta fines del período analizado).

Figura 6: Evolución del índice de Gini a lo largo del período analizado



Fuente. Elaboración propia en base a la ECH corregida con tabulaciones de DGI-BPS

Nota: La gráfica presenta la evolución del índice de Gini a lo largo del período analizado.

Luego se estiman regresiones RIF para el índice de Gini para el año 2010 y 2016 de forma de evaluar si existen cambios en los determinantes que explican la variación en la desigualdad en el período (Cuadro 19).

Por un lado, para el primer año del período analizado se encuentra que los determinantes relevantes para explicar el índice de Gini vienen dados por los tramos educativos (con excepción de universitaria o superior) y la composición del mercado laboral (categoría de ocupación a excepción de rentistas). Respecto a los tramos de educación se interpreta que los niveles educativos bajos e intermedios afectan a la distribución del ingreso de forma que un aumento de la cantidad de personas con estos tramos de educación disminuye la desigualdad de ingresos.

Mientras que para 2016, se observa que todas las variables utilizadas como controles son relevantes para explicar el índice de Gini. Es decir, en este año también resultan significativas

variables asociadas a las características personales. En particular, para 2016 las diferencias entre sexos de los individuos se vuelve significativa para explicar el índice de Gini. Sin embargo, el efecto de ser mujer contribuye a disminuir la desigualdad. Esto podría deberse a una mayor igualdad en el mercado laboral para este año disminuyendo así la dispersión salarial entre hombres y mujeres. Este resultado va en línea con lo observado al considerar la concentración de ingresos del 1 % superior, donde un aumento de la cantidad de mujeres disminuye la concentración de ingresos del grupo, lo que conlleva a una disminución de la desigualdad.

Además, con respecto a los tramos educativos, para 2016 cobra relevancia el tramo más alto, sugiriendo que contar con universitaria o superior contribuye a la dispersión de ingresos para 2016. El efecto de este tramo es positivo por lo que afecta aumentando la desigualdad. Esto puede deberse a diferencias salariales significativas entre personas que cuentan con universitaria completa y personas que no.

Cuadro 6: Resultados agregados de la descomposición RIF para el índice de Gini

Totales	2010-2016	2010-2013	2013-2016
Tiempo 1	0,559***	0,548***	0,559***
Tiempo 0	0,590***	0,590***	0,548***
Diferencia	-0,0311***	-0,0423***	0,0111*
Efecto composición	-0,0055***	-0,0047***	-0,0016
Error de especificación	-0,0017	-0,0008	-0,00008
Efecto estructura	-0,0233***	-0,0366***	0,0129**
Error de reponderación	-0,0005	-0,0001	-0,0001

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta los principales resultados de las descomposición RIF para el índice de Gini. Se presentan los resultados para el período completo (2010-2016) y para ambos subperíodos (2010-2013 y 2013-2016). Para calcular los errores estándar se utilizó el método Bootstrap con 500 iteraciones. P valores robustos *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Al aplicar la descomposición, se encuentra que la variación entre los dos momentos de tiempo para el índice de Gini es significativa tanto en el período completo, como para ambos subperíodos (Cuadro 6). Esta variación es explicada por efectos negativos, tanto composición y estructura en el período completo, al igual que en el primer subperíodo. Por lo que que la disminución en la desigualdad se debe tanto a un cambio en la composición de las variables como la forma en la que se remuneran las mismas. Mientras que para los años 2013-2016 únicamente el efecto estructura es significativo y en este caso positivo. Por lo que, el aumento

en la desigualdad en la última parte del período se explica por un incremento en los retornos.

Al desagregar el efecto se observa que, con respecto a la educación, únicamente el tramo universitaria o superior tiene un efecto composición significativo y positivo (ver en el anexo Cuadro 22), contribuyendo a incrementar la desigualdad, así como también tiene un efecto estructura positivo. Es decir que, contar con este nivel de educación acentúa la desigualdad al analizar el período punta a punta y esto se debe no solo al cambio en la composición de la cantidad de personas educadas, sino que también a una mayor remuneración a este nivel de educación. En la misma línea, el retorno de ser cuentapropista se incrementa en los años 2010-2016, por lo que esta categoría también contribuye a incrementar la desigualdad.

8. Comentarios finales

El presente trabajo busca explorar los distintos determinantes que explican la evolución de la participación del 1 % superior en los ingresos totales en el período 2010-2016. Mientras que, a partir de datos de registros tributarios se observa que la participación del 1 % se mantiene estable hasta 2013 para luego crecer hasta fines del período, la desigualdad medida a través del índice de Gini con datos de la ECH presenta una tendencia distinta. Es por esto que resulta relevante estudiar los determinantes de la evolución del grupo. Adicionalmente, se busca analizar si los factores explicativos cambian al considerar los ingresos laborales, excluyendo los provenientes del capital, así como diferencias sustanciales al comparar con otros percentiles de la distribución.

A pesar de que la literatura sobre altos ingresos es creciente a nivel internacional, son escasos los trabajos que se enfocan en estos grupos para el caso de Uruguay (De Rosa y Vilá, 2023; Burdín et al., 2022; Ardoguein y Pessina, 2022). Burdín et al. (2022) y Ardoguein y Pessina (2022) representan dos trabajos previos fundamentales para este estudio. El primero de ellos avanza en el análisis de la evolución del 1 % superior enfocándose en el ingreso de capital como determinante de este crecimiento, mientras que el segundo trabajo avanza en la asociación entre altos ingresos y educación para el año 2016, enfocándose en la contribución de la educación como determinante de la pertenencia a los grupos de altos ingresos para dicho año.

Dado que la evolución del 1 % superior en el período 2010-2016 es distinta a la evolución del índice de Gini, se cree relevante investigar cuales son los determinantes que explican el crecimiento del 1 % superior. Adicionalmente, el trabajo busca contribuir a la literatura de género, investigando el impacto diferencial de ser mujer en la pertenencia a los grupos de altos ingresos, así como la contribución del nivel educativo en el incremento del grupo.

A través de la corrección de ingresos por la metodología BFM, que combina la distribución de ingresos de la ECH con la distribución de ingresos proveniente de registros tributarios de DGI-BPS, se logra captar de forma más precisa la cola derecha de la distribución y así analizar mejor al grupo de interés. Los resultados obtenidos evidencian que, a lo largo del período estudiado, la participación del 1 % en el ingreso total experimenta una estabilidad hasta 2013 para luego crecer progresivamente hasta el final del período analizado, en línea con el trabajo de [Burdín et al. \(2022\)](#).

Los resultados relativos a ingresos laborales resaltan la importancia de las características personales y geográficas, evidenciando que el género afecta significativamente la participación del 1 % superior en este tipo de ingresos en los extremos del período. En particular, una mayor proporción de mujeres en el grupo se asocia con una disminución en la participación del 1 % superior. En la misma línea, la concentración de ingresos del grupo disminuye con una mayor dispersión residencial (más individuos viviendo fuera de la capital del país). Las variables asociadas a la educación y categoría ocupacional también resultan, en su mayoría, significativas para explicar la evolución de la participación del grupo en los ingresos laborales.

Por otro lado, cuando se consideran también ingresos de capital se observa que las variables que son significativas para explicar la participación del 1 % superior a lo largo del período analizado son el género, las regiones de residencia, los tramos educativos más bajos y las categorías de ocupación (a excepción de rentistas). En relación con la primer hipótesis planteada se confirma, en gran medida, que entre los determinantes de mayor relevancia para explicar la evolución del grupo se encuentran la categoría ocupacional y el género.

Sin embargo, a diferencia de lo observado para ingresos laborales, algunas de las variables utilizadas como características personales y tramos educativos pierden significación. Con respecto a los tramos educativos, los niveles más altos (terciaria incompleta y universidad o

superior) únicamente son significativos para explicar la participación del grupo en el segundo subperíodo, años en los cuales también crece la participación del 1 %. En particular, mientras que para ingresos laborales contar con universitaria o superior es significativo durante todo el período, para los ingresos totales este tramo es un factor relevante en la explicación de la concentración de ingresos de este grupo únicamente en el año 2016.

En contraste, las variables asociadas al género y categorías ocupacionales patrón y cuenta propia tienen un impacto considerablemente mayor cuando se consideran los ingresos totales. En el caso del género, cuanto mayor es la presencia de mujeres dentro del 1 % superior, menor es la proporción de ingresos que este grupo concentra. En particular, un aumento de un punto porcentual en la representación femenina dentro del grupo se traduce en una reducción de 0,33 % de la participación del mismo en los ingresos totales. Se constata que la composición del 1 % superior sigue siendo mayoritariamente masculina, siendo solo un 22 % el porcentaje de mujeres para el año 2016 (año en el cual este porcentaje alcanza su máximo). Esto sugiere la persistencia de un techo de cristal en los sectores de altos ingresos, en los que los hombres continúan predominando.

Con respecto a las categorías ocupacionales, los trabajadores por cuenta propia (con y sin local) y los patrones son determinantes claves para explicar el incremento de la participación del 1 % cuando se consideran ingresos totales. A modo de ejemplo, el efecto de patrón para ingresos totales es casi cuatro veces mayor que el efecto sobre ingresos laborales.

Al realizar la descomposición RIF se encuentra que la diferencia en la participación del 1 % superior entre 2016 y 2010 en los ingresos laborales es positiva y estadísticamente significativa, aunque la descomposición agregada en efectos composición y estructura del ingreso no son individualmente significativos. Por otro lado, al considerar los ingresos totales se encuentra que, aunque de manera agregada la variación en la participación del 1 % en el período 2010-2016 no resulta significativa, el análisis desagregado por períodos revela cambios que resultan de relevancia para estudiar la evolución del grupo. Durante el segundo subperíodo, la variación en la participación del 1 % es positiva y estadísticamente significativa, y se observa que el efecto estructura resulta ser el principal impulsor del incremento del grupo. Sin embargo, por más de que en términos agregados el efecto estructura explica el crecimiento del 1 % superior, no se

identifican grandes cambios en las variables de interés.

Por otra parte, al observar la descomposición RIF del 10% superior se observa que la participación del grupo en el ingreso total cae entre 2010 y 2016 y esta variación es estadísticamente significativa. No obstante, a diferencia de lo observado en el 1% superior, en este percentil se encuentra una mayor explicación de los tramos de educación. Para el 10% superior se da, tanto un incremento en los retornos correspondientes a universitaria o superior, como un efecto positivo del cambio en la composición de dicho nivel educativo.

Si bien este trabajo representa un avance en el estudio de los determinantes de los altos ingresos y como estos cambiaron en el tiempo, resultan necesarios futuros estudios que se enfoquen en el 1% superior dado su importante impacto en la desigualdad de ingresos y el poco conocimiento de este grupo para el caso de Uruguay.

Además, una posible mejora del presente trabajo sería estimar dos regresiones RIF distintas por género, así como sus correspondientes descomposiciones para estudiar diferencias en los determinantes entre sexos y las contribuciones de las variables a la diferencia de la participación de cada grupo, como se realizó en el trabajo previo de [Boraz y Robano \(2010\)](#).

Por otra parte, si bien la encuesta de hogares cuenta con variables informativas del individuo, no tiene factores asociados a las herencias, los contactos, el entorno familiar, entre otros, que sí están presentes en trabajos internacionales que estudian al 1% superior. Resulta relevante a futuro avanzar en otros factores que pudieran estar afectando la participación del grupo.

Referencias

- Acemoglu, D. y Autor, D. (2011). Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings. In *Handbook of labor economics*, volume 4, pages 1043–1171. Elsevier.
- Alvaredo, F. (2010). The rich in Argentina over the twentieth century, 1932–2004. *Top incomes: A global perspective*, 2.
- Alvaredo, F., De Rosa, M., Flores Beale, I., y Morgan, M. (2022). The inequality (or the growth) we measure: Data gaps and the distribution of incomes.
- Alvaredo, F. y Londoño Vélez, J. (2013). High incomes and personal taxation in a developing economy: Colombia 1993-2010.
- Alves, G., Amarante, V., Salas, G., y Vigorito, A. (2012). La desigualdad del ingreso en Uruguay entre 1986 y 2009. *Serie Documentos de Trabajo/FCEA-IE; DT03/12*.
- Ardoquein, C. y Pessina, J. (2022). Determinantes de la desigualdad: educación y grupos de altos ingresos en Uruguay.
- Atkinson, A. B. (1981). La economía de la desigualdad. Technical report.
- Atkinson, A. B. y Bourguignon, F. (2014). *Handbook of income distribution*. Elsevier.
- Atkinson, A. B., Piketty, T., y Saez, E. (2011). Top incomes in the long run of history. *Journal of economic literature*, 49(1):3–71.
- Auerbach, P. y Green, F. (2024). Reformulating the critique of human capital theory. *Journal of Economic Surveys*.
- Autor, D. H., Levy, F., y Murnane, R. J. (2003). The skill content of recent technological change: An empirical exploration. *The Quarterly journal of economics*, 118(4):1279–1333.
- Becker, G. S. (1967). *Human capital and the personal distribution of income: An analytical approach*. Number 1. Institute of Public Administration.
- Bergmann, B. R. (1974). Occupational segregation, wages and profits when employers discriminate by race or sex. *Eastern economic journal*, 1(2):103–110.
- Blanchet, T., Flores, I., y Morgan, M. (2022). The weight of the rich: improving surveys using tax data. *The Journal of Economic Inequality*, 20(1):119–150.
- Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimates. *Journal of Human resources*, pages 436–455.

- Boraz, F. y Robano, C. (2010). Brecha salarial en Uruguay. *Revista de análisis económico*, 25(1):49–77.
- Bourguignon, F. (2015). Appraising income inequality databases in Latin America. *The Journal of Economic Inequality*, 13(4):557–578.
- Bowles, S., Gintis, H., et al. (1976). *Schooling in capitalist America*, volume 57. New York: Basic Books.
- Bucheli, M. y Sanromán, G. (2004). Salarios femeninos en el Uruguay:¿ existe un techo de cristal? *Documento de Trabajo/FCS-DE; 5/04*.
- Budría, S. y Pereira, P. T. (2005). Educational qualifications and wage inequality: evidence for Europe.
- Burdín, G., De Rosa, M., Vigorito, A., y Vilá, J. (2022). Falling inequality and the growing capital income share: Reconciling divergent trends in survey and tax data. *World Development*, 152:105783.
- Burdín, G., Esponda, F., y Vigorito, A. (2014). Desigualdad y sectores de altos ingresos en Uruguay: un análisis en base a registros tributarios y encuestas de hogares para el periodo 2009-2011. *Serie Documentos de Trabajo DT*, 6(2014):50.
- Burkhauser, R. V., Héroult, N., Jenkins, S. P., y Wilkins, R. (2020). What accounts for the rising share of women in the top 1%? Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Caire, G. (1967). Becker (gary s.)-human capital, a theoretical and empirical analysis with special reference to education. *Revue économique*, 18(1):132–133.
- Carrasco, R., Jimeno, J. F., y Ortega, A. C. (2015). Returns to skills and the distribution of wages: Spain 1995–2010. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 77(4):542–565.
- Chetty, R., Friedman, J. N., Saez, E., Turner, N., y Yagan, D. (2017). Mobility report cards: The role of colleges in intergenerational mobility. Technical report, national bureau of economic research.
- Chi, W. (2012). Capital income and income inequality: Evidence from urban China. *Journal of Comparative Economics*, 40(2):228–239.
- Cowell, F. A. y Flachaire, E. (2015). Statistical methods for distributional analysis. In *Handbook of income distribution*, volume 2, pages 359–465. Elsevier.

- Davies, J. B., Fortin, N. M., y Lemieux, T. (2017). Wealth inequality: Theory, measurement and decomposition. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 50(5):1224–1261.
- Davies, J. B. y Shorrocks, A. F. (2000). The distribution of wealth. *Handbook of income distribution*, 1:605–675.
- De Rosa, M., Flores, I., y Morgan, M. (2020). Inequality in Latin America revisited: insights from distributional national accounts. *Technical Note*, (2020/02).
- De Rosa, M., Flores, I., y Morgan, M. (2024). More unequal or not as rich? revisiting the Latin American exception. *World Development*, 184:106737.
- De Rosa, M. y Vilá, J. (2023). Beyond tax-survey combination: inequality and the blurry household-firm border. *The Journal of Economic Inequality*, 21(3):537–572.
- Eide, E. R. y Showalter, M. H. (2011). Estimating the relation between health and education: What do we know and what do we need to know? *Economics of Education Review*, 30(5):778–791.
- Fasih, T., Kingdon, G. G., Patrinos, H. A., Sakellariou, C., y Söderbom, M. (2012). Heterogeneous returns to education in the labor market. *World Bank Policy Research Working Paper*, (6170).
- Firpo, S., Fortin, N. M., y Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3):953–973.
- Firpo, S. P., Fortin, N. M., y Lemieux, T. (2018). Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. *Econometrics*, 6(2):28.
- Flachaire, E., Lustig, N., y Vigorito, A. (2023). Underreporting of top incomes and inequality: A comparison of correction methods using simulations and linked survey and tax data. *Review of Income and Wealth*, 69(4):1033–1059.
- Flores, I., Sanhueza, C., Atria, J., y Mayer, R. (2020). Top incomes in Chile: A historical perspective on income inequality, 1964–2017. *Review of Income and Wealth*, 66(4):850–874.
- Goldin, C. (2014). A grand gender convergence: Its last chapter. *American economic review*, 104(4):1091–1119.
- González, X. y Miles, D. (2001). Wage inequality in a developing country: decrease in minimum

- wage or increase in education returns. *Empirical Economics*, 26:135–148.
- Goos, M., Manning, A., y Salomons, A. (2014). Explaining job polarization: Routine-biased technological change and offshoring. *American economic review*, 104(8):2509–2526.
- Guvenen, F., Kaplan, G., y Song, J. (2021). The glass ceiling and the paper floor: Changing gender composition of top earners since the 1980s. *NBER Macroeconomics Annual*, 35(1):309–373.
- Hansen, M. N. (2014). Self-made wealth or family wealth? changes in intergenerational wealth mobility. *Social Forces*, 93(2):457–481.
- Hoffmann, F., Lee, D. S., y Lemieux, T. (2020). Growing income inequality in the United States and other advanced economies. *Journal of Economic Perspectives*, 34(4):52–78.
- Keister, L. A. y Lee, H. Y. (2014). The one percent: Top incomes and wealth in sociological research. *Social Currents*, 1(1):13–24.
- Lemieux, T. (2006). Postsecondary education and increasing wage inequality. *American Economic Review*, 96(2):195–199.
- Lemieux, T. y Riddell, W. C. (2015). Top incomes in Canada: Evidence from the census. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Lindley, J. y Machin, S. (2016). The rising postgraduate wage premium. *Economica*, 83(330):281–306.
- López, S. R. y Sanroman, G. (2023). Technology, routinization and wage inequality: gender differences in the case of Uruguay. *IZA Journal of Development and Migration*, 14(1):1–54.
- Lustig, N. et al. (2019). The missing rich in household surveys: Causes and correction approaches. Technical report, Tulane University, Department of Economics.
- Lustig, N. y Vigorito, A. (2025). Including the rich in income inequality measures: An assessment of correction approaches. Technical report.
- Macmillan, L., Tyler, C., y Vignoles, A. (2015). Who gets the top jobs? the role of family background and networks in recent graduates' access to high-status professions. *Journal of Social Policy*, 44(3):487–515.
- Macpherson, D. A. y Hirsch, B. T. (1995). Wages and gender composition: why do women's jobs pay less? *Journal of labor Economics*, 13(3):426–471.

- Marianne, B. (2011). New perspectives on gender. In *Handbook of labor economics*, volume 4, pages 1543–1590. Elsevier.
- Martins, P. S. y Pereira, P. T. (2004). Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries. *Labour economics*, 11(3):355–371.
- Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of political economy*, 66(4):281–302.
- Morgan, M. (2017). Extreme and persistent inequality: new evidence for Brazil combining national accounts, surveys and fiscal data, 2001-2015.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International economic review*, pages 693–709.
- Pereira, M. y Zurbrigg, J. (2019). Empleo y precio del capital: un análisis para Uruguay a partir del enfoque de las tareas.
- Piketty, T. (2003). Income inequality in France, 1901–1998. *Journal of political economy*, 111(5):1004–1042.
- Piketty, T. (2014). *Capital in the twenty-first century*. Harvard University Press.
- Piketty, T. y Zucman, G. (2015). Wealth and inheritance in the long run. In *Handbook of income distribution*, volume 2, pages 1303–1368. Elsevier.
- Robeyns, I. (2017). *Wellbeing, freedom and social justice: The capability approach re-examined*. Open book publishers.
- Sakellariou, C. y Fang, Z. (2010). After the reforms: Determinants of wage growth and change in wage inequality in Vietnam: 1998-2008.
- Schneider, M., Pottenger, M., y King, J. (2016). Determinants of the distribution of wealth. In *The Distribution of Wealth—Growing Inequality?*, pages 89–103. Edward Elgar Publishing.
- Smith, M., Yagan, D., Zidar, O., y Zwick, E. (2019). Capitalists in the twenty-first century. *The Quarterly Journal of Economics*, 134(4):1675–1745.
- Witteveen, D. y Attewell, P. (2017). Family background and earnings inequality among college graduates. *Social Forces*, 95(4):1539–1576.
- Yapor, M. (2018). Redistributive policies and returns to schooling. the case of Uruguay during 2005-2015.

Yunker, J. A. (1998). Inheritance and chance as determinants of capital wealth inequality. *Journal of Post Keynesian Economics*, 21(2):227–258.

A. Anexo

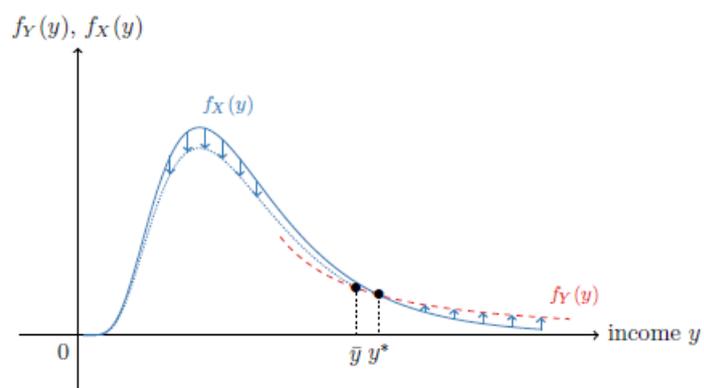


Figura 7: La intuición detrás de la reponderación

Fuente. Blanchet et al. (2022)

Cuadro 7: Características personales del 1 % y 0,1 % superior

((a)) Participación por género

Sexo	2010		2013		2016	
	1 % superior N	0,1 % superior %	1 % superior N	0,1 % superior %	1 % superior N	0,1 % superior %
Hombres	9.886	82 %	10.474	85 %	10.070	78 %
Mujeres	2.132	18 %	1.874	15 %	2.817	22 %
Totales	12.018	100 %	12.348	100 %	12.887	100 %

((b)) Región de residencia

Región	2010		2013		2016	
	1 % superior N	0,1 % superior %	1 % superior N	0,1 % superior %	1 % superior N	0,1 % superior %
Montevideo	7.275	61 %	7.656	62 %	9.993	78 %
Interior 5000 y más	3.578	30 %	3.756	30 %	2.227	17 %
Interior menos de 5000 y zona rural	1.165	10 %	936	8 %	667	5 %
Totales	12.018	100 %	12.348	100 %	12.887	100 %

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta las principales estadísticas descriptivas referentes a características personales del 1 % y 0,1 % superior con ingresos corregidos. Se presentan los resultados para los tres años analizados.

Cuadro 8: Niveles de educación y categorías ocupacionales del grupo de más altos ingresos

((a)) Tramos educativos

Tramos de educación	2010		2013		2016	
	1 % superior N	0,1 % superior %	1 % superior N	0,1 % superior %	1 % superior N	0,1 % superior %
Primaria	495	4%	460	4%	140	1%
Secundaria incompleta	2.124	18%	1.569	13%	1.521	12%
Secundaria completa	1.187	10%	997	8%	824	6%
Terciaria incompleta	1.317	11%	1.149	9%	1.053	8%
Terciaria o superior	6.895	57%	8.173	66%	9.349	73%
Totales	12.018	100%	12.348	100%	12.887	100%

((b)) Categoría de ocupación

Categoría de ocupación	2010		2013		2016	
	1 % superior N	0,1 % superior %	1 % superior N	0,1 % superior %	1 % superior N	0,1 % superior %
Asalariado privado	3.885	32%	4.368	35%	4.854	38%
Asalariado público	598	5%	460	4%	509	4%
Cuenta propia con y sin local	1.727	14%	2.053	17%	2.333	18%
Patrón	5.749	48%	5.467	44%	4.902	38%
Rentistas	59	0%	0	0%	81	1%
Otros	0	0%	0	0%	208	2%
Totales	12.018	100%	12.348	100%	12.887	100%

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta las principales estadísticas descriptivas referentes a la educación y el mercado laboral del 1% y 0,1% superior con ingresos corregidos. Se presentan los resultados para los tres años analizados.

Cuadro 9: Estadísticas descriptivas de las variables de ingresos para los años 2010, 2013 y 2016

((a)) Año 2010

Variable	Observaciones	Ingresos sin corregir				Ingresos corregidos			
		Media	P50	P90	P99	Media	P50	P90	P99
Ingreso total	897.803	104.115,50	99.966,00	239.058,00	298.926,00	203.810,70	135.966,00	435.192,60	1.277.262,00
Ingreso de capital	897.803	249,40	0,00	0,00	5.620,42	1.406,51	0,00	1.750,00	28.145,83
Ingreso laboral	897.803	10.187,88	9.330,50	19.980,50	25.330,50	16.580,02	11.522,50	34.166,67	92.050,50
Jubilaciones	897.803	434,36	0,00	0,00	10.016,00	556,45	0,00	0,00	14.000,00
Pensiones	897.803	184,78	0,00	0,00	4.800,00	200,51	0,00	0,00	5.200,00

((b)) Año 2013

Variable	Observaciones	Ingresos sin corregir				Ingresos corregidos			
		Media	P50	P90	P99	Media	P50	P90	P99
Ingreso total	861.066	153.177,50	158.724,50	320.702,00	380.702,00	310.374,20	221.659,30	627.557,10	1.830.771,00
Ingreso de capital	861.066	237,11	0,00	0,00	6.000,00	1.430,80	0,00	1.666,67	30.833,33
Ingreso laboral	861.066	14.706,42	14.225,17	26.716,46	31.802,86	25.100,88	18.516,46	49.720,13	136.317,70
Jubilaciones	861.066	527,68	0,00	0,00	12.000,00	746,52	0,00	0,00	20.000,00
Pensiones	861.066	216,67	0,00	0,00	6.347,00	248,28	0,00	0,00	6.700,00

((c)) Año 2016

Variable	Observaciones	Ingresos sin corregir				Ingresos corregidos			
		Media	P50	P90	P99	Media	P50	P90	P99
Ingreso total	857.181	198.180,40	211.956,00	405.204,00	482.640,00	438.416,50	302.976,00	873.501,30	2.691.778,00
Ingreso de capital	857.181	299,76	0,00	0,00	7.666,67	2.264,37	0,00	3.333,33	42.083,33
Ingreso laboral	857.181	19.080,70	19.017,00	33.748,00	40.753,00	34.259,17	25.000,00	67.913,00	185.138,00
Jubilaciones	857.181	708,20	0,00	0,00	16.000,00	1.032,27	0,00	0,00	28.000,00
Pensiones	857.181	282,93	0,00	0,00	8.772,00	319,17	0,00	0,00	9.000,00

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta las principales estadísticas descriptivas del total de la población para los tres años analizados. Se presentan los resultados para las variables de ingresos.

Cuadro 10: Estadísticas descriptivas de educación y mercado laboral para el total de la población

((a)) Tramos de educación

Tramos de educación	2010		2013		2016		2010		2013		2016	
	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje
Primaria	355.743	40%	302.250	35%	290.304	36%	379.583	42%	321.464	37%	312.409	38%
Secundaria incompleta	406.936	45%	409.346	48%	419.424	51%	513.627	57%	523.048	61%	550.932	67%
Secundaria completa	51.362	6%	57.924	7%	61.345	8%	82.820	9%	99.062	12%	108.917	13%
Terciaria incompleta	41.318	5%	47.377	6%	46.382	6%	82.941	9%	105.530	12%	114.115	14%
Terciaria o superior	42.444	5%	44.169	5%	40	0%	143.795	16%	185.974	22%	202.660	25%
Total	897.803	100%	861.066	100%	817.495	100%	1.202.766	134%	1.235.078	143%	1.289.033	158%

((b)) Cantidad de trabajos

Cantidad de trabajos	2010		2013		2016		2010		2013		2016	
	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje
0	7.640	1%	5.461	1%	5.642	1%	12.138	1%	11.138	1%	11.696	1%
1	798.241	89%	785.077	91%	784.934	92%	1.033.775	115,14%	1.078.459	125,25%	1.119.597	130,61%
2	83.066	9%	63.017	7%	59.590	7%	137.398	15,30%	125.943	14,63%	134.903	15,74%
3	6.607	1%	4.868	1%	4.646	1%	15.136	1,69%	14.449	1,68%	16.164	1,89%
4	1.273	0%	1.705	0%	1.396	0%	2.734	0,30%	3.393	0,39%	4.190	0,49%
5	496	0%	672	0%	567	0%	945	0,11%	1.260	0,15%	1.631	0,19%
6	272	0%	230	0%	205	0%	380	0,04%	371	0,04%	477	0,06%
7	158	0%	36	0%	100	0%	200	0,02%	35	0,00%	283	0,03%
8	17	0%	0	0%	62	0%	28	0,00%	0	0,00%	58	0,01%
9	33	0%	0	0%	39	0%	32	0,00%	30	0,00%	34	0,00%
Totales	897.803	100%	861.066	100%	857.181	100%	1.202.766	134%	1.235.078	143%	1.289.033	150%

((c)) Categoría de ocupación

Categoría de ocupación	2010		2013		2016		2010		2013		2016	
	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje	Frecuencia	Porcentaje
Asalariado privado	473.987	53%	457.650	53%	458.193	53%	602.000	67,05%	622.032	72,24%	651.718	76,03%
Asalariado público	119.135	13%	111.184	13%	105.505	12%	194.488	21,66%	207.601	24,11%	215.406	25,13%
Cuenta propia con y sin local	254.096	28%	244.092	28%	254.416	30%	302.454	33,69%	294.969	34,26%	320.601	37,40%
Patrón	30.280	3%	32.487	4%	23.688	3%	74.855	8,34%	84.154	9,77%	76.154	8,88%
Rentistas	7.640	1%	5.461	1%	5.642	1%	12.138	1,35%	11.138	1,29%	11.696	1,36%
Otros	12.665	1%	10.192	1%	9.737	1%	16.831	1,87%	15.184	1,76%	13.458	1,57%
Totales	897.803	100%	861.066	100%	857.181	100%	1.202.766	134%	1.235.078	143%	1.289.033	150%

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta las principales estadísticas descriptivas del total de la población para los tres años analizados. Se presentan las estadísticas de las variables de educación y mercado laboral.

Cuadro 11: Estadísticas descriptivas de mercado laboral para el total de la población

((a)) Rama de actividad

Rama de actividad	Ingresos sin corregir			Ingresos corregidos			2010			2013			2016		
	Frecuencia	Porcentaje		Frecuencia	Porcentaje		Frecuencia	Porcentaje		Frecuencia	Porcentaje		Frecuencia	Porcentaje	
Agropecuaria y minería	114.692	13%		94.543	11%		139.140	15,50%		120.108	13,95%		106.763	12,46%	
Industrias manufactureras	121.014	13%		104.354	12%		152.554	16,99%		140.736	16,34%		141.738	16,54%	
Electricidad, gas y agua	7.269	1%		6.589	1%		12.784	1,42%		13.383	1,55%		10.713	1,25%	
Construcción	77.847	9%		79.772	9%		87.654	9,76%		95.533	11,09%		94.647	11,04%	
Comercio, restaurantes y hoteles	185.492	21%		177.915	21%		230.477	25,67%		230.134	26,73%		246.046	28,70%	
Transportes y comunicaciones	44.192	5%		51.176	6%		68.354	7,61%		85.569	9,94%		94.500	11,02%	
Servicios a empresas	50.700	6%		58.281	7%		100.604	11,21%		114.097	13,25%		133.676	15,59%	
Servicios comunales, sociales y personales	295.275	33%		287.344	33%		409.158	45,57%		433.201	50,31%		458.575	53,50%	
Rentistas	1.322	0%		1.092	0%		2.041	0,23%		2.317	0,27%		2.375	0,28%	
Totales	897.803	100%		861.066	100%		1.202.766	134%		1.235.078	143%		1.289.033	150%	

((b)) Cantidad de trabajos

Múltiples trabajos	Ingresos sin corregir			Ingresos corregidos			2010			2013			2016		
	Frecuencia	Porcentaje		Frecuencia	Porcentaje		Frecuencia	Porcentaje		Frecuencia	Porcentaje		Frecuencia	Porcentaje	
0	7.640	1%		5.461	1%		12.138	1,35%		11.138	1,29%		11.696	1,36%	
1	798.241	89%		785.077	91%		1.033.775	115,14%		1.078.459	125,25%		1.119.597	130,61%	
2	83.066	9%		63.017	7%		137.398	15,30%		125.943	14,63%		134.903	15,74%	
3	8.856	1%		7.511	1%		19.455	2,17%		19.538	2,27%		22.837	2,66%	
Totales	897.803	100%		861.066	100%		1.202.766	134%		1.235.078	143%		1.289.033	150%	

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta las principales estadísticas descriptivas del total de la población para los tres años analizados. Se presentan las estadísticas de variables asociadas al mercado laboral.

Cuadro 12: Estadísticas descriptivas de las características personales del grupo de más altos ingresos previo a la corrección de ingresos

((a)) Participación por género

	2010		2013		2016	
	1 % superior Frecuencia	0,1 % superior Porcentaje	1 % superior Frecuencia	0,1 % superior Porcentaje	1 % superior Frecuencia	0,1 % superior Porcentaje
Mujer						
0	6.483	72 %	5.599	71 %	6.085,00	71 %
1	2.465	28 %	2.293	29 %	2.459,00	29 %
Totales	8.948	100 %	7.892	100 %	8.544	100 %

((b)) Región de residencia

Región	2010		2013		2016	
	1 % superior Frecuencia	0,1 % superior Porcentaje	1 % superior Frecuencia	0,1 % superior Porcentaje	1 % superior Frecuencia	0,1 % superior Porcentaje
Montevideo	4.596	51 %	3.014	38 %	3.256	38 %
Interior 5000 y más	3.546	40 %	4.029	51 %	3.945	46 %
Interior menos de 5000 y zona rural	806	9 %	849	11 %	1.343	16 %
Totales	8.948	100 %	7.892	100 %	8.544	100 %

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta las principales estadísticas descriptivas del 1 % y 0,1 % superior previo a la corrección de ingresos. Se presentan las estadísticas de las variables asociadas a las características personales de los individuos.

Cuadro 13: Estadísticas descriptivas de las variables de educación y mercado laboral del grupo de más altos ingresos previo a la corrección de ingresos

((a)) Tramos de educación

Tramos de educación	2010		2013		2016	
	1 % superior Frecuencia	0,1 % superior Porcentaje	1 % superior Frecuencia	0,1 % superior Porcentaje	1 % superior Frecuencia	0,1 % superior Porcentaje
Primaria	893	10 %	1.156,00	15 %	1.442	0,17
Secundaria incompleta	4.336	48 %	3.843,00	49 %	4.165	0,49
Secundaria completa	914	10 %	718,00	9 %	861	0,10
Terciana incompleta	1.033	12 %	827,00	10 %	1.063	0,12
Terciana o superior	1.772	20 %	1.348,00	17 %	1.101,3	0,12
Totales	8.948	100 %	7.892	100 %	8.544	1

((b)) Categoría de ocupación

Categoría de ocupación	2010		2013		2016	
	1 % superior Frecuencia	0,1 % superior Porcentaje	1 % superior Frecuencia	0,1 % superior Porcentaje	1 % superior Frecuencia	0,1 % superior Porcentaje
Asalariado privado	4.171	47 %	3.692	47 %	4.630	54 %
Asalariado público	2.272	25 %	2.010	25 %	2.989	35 %
Cuenta propia con y sin local	1.467	16 %	1.303	17 %	484	6 %
Patrón	952	11 %	834	11 %	409	5 %
Rentistas	73	1 %	21	0 %	0	0 %
Otros	13	0 %	32	0 %	32	0 %
Totales	8.948	100 %	7.892	100 %	8.544	100 %

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta las principales estadísticas descriptivas del 1 % y 0,1 % superior previo a la corrección de ingresos. Se presentan las estadísticas de las variables asociadas a la educación y mercado laboral.

Cuadro 14: Regresiones RIF para la participación del 10 % superior en el ingreso

VARIABLES	2010	2013	2016
Edad	0,000985***	0,000861	0,00302***
Mujer	-0,0368*	-0,0433***	-0,0513***
Región			
Interior 5000 y mas	-0,0175	-0,0112	-0,0443***
Interior <5000 y rural	-0,0307***	-0,0225***	-0,0464***
Tramos de educación			
Secundaria incompleta	-0,0526***	-0,0485***	-0,0420***
Secundaria completa	-0,0643***	-0,0745***	-0,0596***
Terciaria incompleta	-0,0637***	-0,112***	-0,0775***
Terciaria completa	0,138***	0,125***	0,162***
Categoría de ocupación			
Asalariado público	-0,260***	-0,174***	-0,212***
Cuenta propia con y sin local	0,142***	0,128***	0,153***
Patrón	0,513***	0,450***	0,484***
Rentistas	0,0312	0,373***	0,215***
Otros	0,209***	0,157***	0,262***
E (RIF)	0,41937	0,39088	0,40666

P valores robustos *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta los principales resultados de las regresiones RIF de la participación del 10 % superior. Se estiman regresiones para la participación del grupo en el ingreso total para los tres años considerados. En la primera columna se encuentran algunas de las variables utilizadas como controles. Además, se utilizan las variables rama de actividad y cantidad de trabajo. La variable región es una variable categórica que toma valor uno (siendo esta la categoría omitida) a los individuos que residen en Montevideo. Las otras dos categorías se presentan en el cuadro. La variable tramos de educación tiene como categoría omitida a los individuos que tienen primaria como máximo nivel educativo. La variable categoría de ocupación tiene como categoría omitida asalariado privado. La categoría otros refiere a una categoría agrupada de miembro de cooperativa, miembro del hogar no remunerado y programa social de empleo. Los coeficientes que aparecen en la tabla no son los efectos parciales de las variables. Para interpretarlas se debe dividir el coeficiente de cada variable por la media de la RIF (E (RIF)) y multiplicar el resultado por 0,01 para ver el cambio porcentual.

Cuadro 15: Regresiones RIF de la participación del 50 % superior en el ingreso

Variabes	2010	2013	2016
Edad	-0,000479***	-0,0000559	0,000614***
Mujer	0,0202***	0,0159***	0,0117***
Región			
Interior 5000 y mas	0,00993***	0,00609*	-0,00158
Interior <5000 y rural	-0,00322	-0,0037	-0,00717***
Tramos de educación			
Secundaria incompleta	-0,0534***	-0,0590***	-0,0547***
Secundaria completa	-0,0825***	-0,0874***	-0,0803***
Terciaria incompleta	-0,0823***	-0,0972***	-0,0814***
Terciaria completa	-0,0327***	-0,0287***	-0,0073
Categoría de ocupación			
Asalariado público	-0,143***	-0,113***	-0,111***
Cuenta propia con y sin local	0,196***	0,204***	0,207***
Patrón	0,150***	0,157***	0,166***
Rentistas	0,0212	0,292***	0,390***
Otros	0,267***	0,258***	0,264***
E (RIF)	0,88866	0,85904	0,86159
P valores robustos *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta los principales resultados de las regresiones RIF de la participación del 50 % superior en el ingreso. Se estiman regresiones para la participación del grupo en el ingreso total para los tres años considerados. En la primera columna se encuentran algunas de las variables utilizadas como controles. Además, se utilizan las variables rama de actividad y cantidad de trabajo. La variable región es una variable categórica que toma valor uno (siendo esta la categoría omitida) a los individuos que residen en Montevideo. Las otras dos categorías se presentan en el cuadro. La variable tramos de educación tiene como categoría omitida a los individuos que tienen primaria como máximo nivel educativo. La variable categoría de ocupación tiene como categoría omitida asalariado privado. La categoría otros refiere a una categoría agrupada de miembro de cooperativa, miembro del hogar no remunerado y programa social de empleo. Los coeficientes que aparecen en la tabla no son los efectos parciales de las variables. Para interpretarlas se debe dividir el coeficiente de cada variable por la media de la RIF (E (RIF)) y multiplicar el resultado por 0,01 para ver el cambio porcentual.

Cuadro 16: Regresiones RIF para la participación del 1 % superior usando años de educación

Ingreso total	2010 Coeficientes	2013 Coeficientes	2016 Coeficientes
Mujer	-0,0475	-0,0359***	-0,0329***
Región			
Interior 5000 y mas	-0,0305**	-0,0168	-0,0433***
Interior <5000 y rural	-0,0375***	-0,0221***	-0,0403***
Años de educación			
1	-0,0033	0,0105	0,0197
2	0,0123	0,0008	0,0127
3	0,0064	-0,0001	0,0085
4	0,0072	0,0911***	0,0129
5	-0,0071	-0,0089	0,0149
6	0,0034	-0,0177	0,0034
7	-0,0137	-0,0085	-0,0083
8	-0,0081	-0,0449**	-0,0185*
9	-0,0316***	-0,0149	-0,0265**
10	-0,0484***	-0,0687***	-0,0255**
11	0,0514	-0,0759***	0,0237
12	-0,0267*	-0,0598***	-0,0244
13	-0,0160	-0,0912***	-0,0561***
14	-0,0782***	-0,0936***	-0,0637***
15	0,0434	-0,0935***	-0,0537***
16	-0,0323*	-0,0918***	0,0009
17	0,3840	-0,0233	-0,0643***
18	-0,0116	0,537**	-0,0094
19	-0,113***	-0,103***	-0,0887***
20	-0,135***	-0,0472	1,900**
21	-0,279***	0,766***	0,0927
22	0,316**	0,0460	0,454***
E (RIF)	0,12843	0,1187	0,13463
P valores robustos			
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta los principales resultados de las regresiones RIF de la participación del 1 % superior, utilizando años de educación como control en lugar de agruparla por tramos. Se estiman regresiones para los tres años analizados. Además, se utilizan las variables edad, rama de actividad, categoría de ocupación y cantidad de trabajo. La variable región es una variable categórica que toma valor uno (siendo esta la categoría omitida) a los individuos que residen en Montevideo. Las otras dos categorías se presentan en el cuadro. Los coeficientes que aparecen en la tabla no son los efectos parciales de las variables. Para interpretarlas se debe dividir el coeficiente de cada variable por la media de la RIF (E (RIF)) y multiplicar el resultado por 0,01 para ver el cambio porcentual.

Cuadro 17: Regresiones RIF para la participación del 1 % superior agrupando el tramo Universidad

Ingreso total	2010 Coeficientes	2013 Coeficientes	2016 Coeficientes
Edad	9,75E-05	-0,000887	0,00202***
Mujer	-0,0509*	-0,0442***	-0,0438***
Región			
Interior 5000 y mas	-0,0339**	-0,0221*	-0,0526***
Interior <5000 y rural	-0,0443***	-0,0291***	-0,0479***
Tramos de educación			
Secundaria incompleta	-0,0222***	-0,0257***	-0,0198***
Secundaria completa	-0,0291**	-0,0493***	-0,0255*
Universitaria	0,0416	0,00679	0,0372*
Categoría de ocupación			
Asalariado público	-0,136***	-0,0520***	-0,0957***
Cuenta propia con y sin local	0,0609***	0,0562***	0,0813***
Patrón	0,440***	0,406***	0,482***
Rentistas	0,0236	0,169***	0,0437***
Otros	0,0934***	0,0636***	0,150***
E (RIF)	0,12843	0,1187	0,13463
P valores robustos			
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta los principales resultados de las regresiones RIF de la participación del 1 % superior, agrupando el tramo educativo universidad (así se haya culminado o no). Se estiman regresiones para los tres años analizados. Además, se utilizan las variables edad, rama de actividad y cantidad de trabajo. La variable región es una variable categórica que toma valor uno (siendo esta la categoría omitida) a los individuos que residen en Montevideo. Las otras dos categorías se presentan en el cuadro. La variable tramos de educación tiene como variable omitida aquellos individuos que tienen primaria como máximo nivel de educación. La variable categoría de ocupación tiene como categoría omitida asalariado privado. La categoría otros refiere a una categoría agrupada de miembro de cooperativa, miembro del hogar no remunerado y programa social de empleo. Los coeficientes que aparecen en la tabla no son los efectos parciales de las variables. Para interpretarlas se debe dividir el coeficiente de cada variable por la media de la RIF (E (RIF)) y multiplicar el resultado por 0,01 para ver el cambio porcentual.

Cuadro 18: Regresiones RIF para la participación del 1 % superior usando múltiples empleos

Ingreso total	2010 Coeficientes	2013 Coeficientes	2016 Coeficientes
Edad	6,50E-05	-0,000926	0,00196***
Mujer	-0,0502*	-0,0432***	-0,0437***
Región			
Interior 5000 y mas	-0,0330**	-0,0201	-0,0557***
Interior <5000 y rural	-0,0433***	-0,0255***	-0,0501***
Tramos de educación			
Secundaria incompleta	-0,0224***	-0,0260***	-0,0196***
Secundaria completa	-0,0293**	-0,0492***	-0,0291*
Terciaria incompleta	-0,00945	-0,0821***	-0,0645***
Terciaria o superior	0,0746	0,0638	0,0905**
Categoría de ocupación			
Asalariado público	-0,137***	-0,0537***	-0,106***
Cuenta propia con y sin local	0,0585***	0,0510***	0,0734***
Patrón	0,438***	0,403***	0,477***
Rentistas	-0,062	0,0558	-0,0308
Otros	0,0927***	0,0621***	0,143***
Múltiples trabajos			
1	-0,12	-0,0005	-0,075
2	-0,182**	-0,0259	-0,124**
3	-	-	-
E (RIF)	0,12843	0,1187	0,13463

P valores robustos

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta los principales resultados de las regresiones RIF de la participación del 1 % superior, utilizando la variable múltiples trabajos que agrupa la cantidad de trabajos que tiene un individuo en uno, dos, tres o más. Se estiman regresiones para los tres años analizados. Además, se utiliza como control la variable rama de actividad. La variable región es una variable categórica que toma valor uno (siendo esta la categoría omitida) a los individuos que residen en Montevideo. Las otras dos categorías se presentan en el cuadro. La variable tramos de educación tiene como variable omitida aquellos individuos que tienen primaria como máximo nivel de educación. La variable categoría de ocupación tiene como categoría omitida asalariado privado. La categoría otros refiere a una categoría agrupada de miembro de cooperativa, miembro del hogar no remunerado y programa social de empleo. Los coeficientes que aparecen en la tabla no son los efectos parciales de las variables. Para interpretarlas se debe dividir el coeficiente de cada variable por la media de la RIF (E (RIF)) y multiplicar el resultado por 0,01 para ver el cambio porcentual.

Cuadro 19: Regresiones RIF para el índice de Gini

Ingreso total	2010	2016
Edad	0,0000	0,00189***
Mujer	0,0002	-0,0133***
Región		
Interior 5000 y mas	-0,0018	-0,0242***
Interior <5000 y rural	-0,0204*	-0,0300**
Tramos de educación		
Secundaria incompleta	-0,0741**	-0,0744**
Secundaria completa	-0,105**	-0,108**
Terciaria incompleta	-0,105**	-0,120**
Terciaria completa	0,0415	0,0678***
Categoría de ocupación		
Asalariado público	-0,261**	-0,209**
Cuenta propia con y sin local	0,247**	0,278**
Patrón	0,395**	0,400**
Rentistas	0,0221	0,457***
Otros	0,342**	0,385**
E (RIF)	0,58995	0,55881
P valores robustos		
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta los principales resultados de las regresiones RIF del índice de Gini. Se estiman regresiones para el año 2010 y 2016. Además de las presentadas en el cuadro, se utilizan como control la variable rama de actividad. La variable región es una variable categórica que toma valor uno (siendo esta la categoría omitida) a los individuos que residen en Montevideo. Las otras dos categorías se presentan en el cuadro. La variable tramos de educación tiene como variable omitida aquellos individuos que tienen primaria como máximo nivel de educación. La variable categoría de ocupación tiene como categoría omitida asalariado privado. La categoría otros refiere a una categoría agrupada de miembro de cooperativa, miembro del hogar no remunerado y programa social de empleo. Los coeficientes que aparecen en la tabla no son los efectos parciales de las variables. Para interpretarlas se debe dividir el coeficiente de cada variable por la media de la RIF (E (RIF)) y multiplicar el resultado por 0,01 para ver el cambio porcentual.

Cuadro 20: Descomposición de las principales variables de interés para el 10 % superior

VARIABLES	2010-2016	2010-2013	2013-2016
Efecto composición			
Mujer	-0,0000389	0,0000236	-0,0006991***
Secundaria incompleta	-0,0000433	0,0003916**	0,000105
Secundaria completa	-0,0009839**	-0,0007998*	-0,0003621**
Terciaria incompleta	-0,0011568**	-0,0010865*	-0,0005481**
Universitaria o superior	0,0053624**	0,0047892*	0,0012371**
Asalariado público	-0,0011626*	-0,0024093***	-0,000204
Cuenta propia con y sin local	-0,0002167	-0,0016962**	0,0018541**
Patrón	-0,0015757**	0,0032744**	-0,0037147**
Rentistas	0	0	-0,0001033
Otros	-0,0007161**	-0,0004072*	-0,0003726**
Efecto estructura			
Mujer	-0,003986	-0,0013052	0,0018747
Secundaria incompleta	0,0057623*	0,0026204	0,0039172
Secundaria completa	0,0014195	0,0008386	0,000751
Terciaria incompleta	-0,0001919	-0,0034471**	0,0027653**
Universitaria o superior	0,0133603**	0,0056965	0,0096689*
Asalariado público	0,0041996	0,0118657**	-0,008007**
Cuenta propia con y sin local	0,0069172**	0,000292	0,0075656**
Patrón	-0,0024505	-0,0051148	0,0048113
Rentistas	0,0014737	-0,0011855	0
Otros	0,0006355**	-0,0006355**	0,0012773**
P valores robustos *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta los resultados desagregados por variables de la descomposición RIF de la participación del 10% superior en el ingreso. Se realizó la descomposición para el período completo (2010-2016) y para ambos subperíodos (2010-2013 y 2013-2016). Además de las que se presentan en el cuadro, se utilizan como controles variables de rama de actividad, múltiples trabajos, tramos de edad y región de residencia. Dado que se presentan solo algunas de las variables utilizadas en la descomposición, la suma de los coeficientes asociados a cada variable no es igual al efecto agregado. Para calcular los errores estándar se utilizó el método Bootstrap con 500 iteraciones. P valores robustos *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Cuadro 21: Descomposición de las principales variables de interés para el 50 % superior de la distribución

Variables	2010-2016	2010-2013	2013-2016
Efecto composición			
Mujer	0,000021	-0,0000127	0,000255***
Secundaria incompleta	-0,0000448	0,0004059**	0,0001256
Secundaria completa	-0,0012824**	-0,0010425*	-0,0004226**
Terciaria incompleta	-0,0015435**	-0,0014498*	-0,0004631**
Universitaria o superior	-0,0011773**	-0,0010516*	-0,0002884**
Asalariado público	-0,0006416*	-0,0013297***	-0,0001339
Cuenta propia con y sin local	-0,0003013	-0,0023582**	0,002953**
Patrón	-0,0004599**	0,0009558**	-0,0012953**
Rentistas	0	0	0,0000652
Otros	-0,0009169**	-0,0005214*	-0,0006136**
Efecto estructura			
Mujer	-0,0022211	-0,0033094	0,0050931***
Secundaria incompleta	0,0009759	-0,0020842	0,0011553
Secundaria completa	0,0009257*	0,0000243	0,000485
Terciaria incompleta	0,0009796*	-0,001099*	0,0012022***
Universitaria o superior	0,0069695**	0,0013832	0,0041281**
Asalariado público	0,00424**	0,0047578*	-0,0011964
Cuenta propia con y sin local	0,0060457**	0,0067542*	0,0025816*
Patrón	0,0006105	-0,0001561	0,001404
Rentistas	-0,0004779	0,0007488	0
Otros	0,0001211	-0,00004016	0,0003128**
P valores robustos *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta los resultados desagregados por variables de la descomposición RIF de la participación del 50 % superior en el ingreso. Se realizó la descomposición para el período completo (2010-2016) y para ambos subperíodos (2010-2013 y 2013-2016). Además de las que se presentan en el cuadro, se utilizan como controles variables de rama de actividad, múltiples trabajos, tramos de edad y región de residencia. Dado que se presentan solo algunas de las variables utilizadas en la descomposición, la suma de los coeficientes asociados a cada variable no es igual al efecto agregado. Para calcular los errores estándar se utilizó el método Bootstrap con 500 iteraciones. P valores robustos *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Cuadro 22: Descomposición de las principales variables de interés para el índice de Gini

Variables	2010-2016	2010-2013	2013-2016
Efecto composición			
Mujer	-0,00000012	0,000000703	-0,0000318
Secundaria incompleta	0,0000252	-0,000114	0,000294
Secundaria completa	0	0	0,000123
Terciaria incompleta	0,0000635	0,0000544	0
Universitaria o superior	0,00568***	0,00468***	0,00122***
Asalariado público	-0,00122**	-0,00175***	0,000227
Cuenta propia con y sin local	-0,000408	-0,00311***	0,00263***
Patrón	-0,00124**	0,00237***	-0,00339***
Rentistas	0	0	0,000000837
Otros	-0,00118***	-0,000560**	-0,000609***
Efecto estructura			
Mujer	-0,00405	0,000473	-0,00361
Secundaria incompleta	0,000876	0,0124	0,00277
Secundaria completa	0,000929	0,00233	0,0012
Terciaria incompleta	0	0,0000568	0,00265
Universitaria o superior	0,0114**	0,00888	0,00768*
Asalariado público	0,00597	0,0106**	-0,00392
Cuenta propia con y sin local	0,0115**	0,00628	0,00519
Patrón	-0,000592	-0,00183	0,00144
Rentistas	0,000318	0,000172	0,000416
Otros	0,000537	-0,000157	0,000697

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la ECH y datos de DGI-BPS

Nota: El cuadro presenta los resultados desagregados por variables de interés de la descomposición RIF del índice de Gini. Se presentan los resultados para el período completo (2010-2016) y para ambos subperíodos (2010-2013 y 2013-2016). Para calcular los errores estándar se utilizó el método Bootstrap con 500 iteraciones. P valores robustos *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1