



Estudios sobre la Economía Española

# Desigualdad de la renta entre e intra-grupos en España: residentes nacionales frente a inmigrantes

JOSÉ E. BOSCA

CAROLINA CALATAYUD

ANTONIO CUTANDA

Estudios sobre la Economía Española 2026/31

**Octubre 2026**

**fedea**

*Las opiniones recogidas en este documento son las de sus autores  
y no coinciden necesariamente con las de Fedea.*

## **Desigualdad de la renta entre e intra-grupos en España: residentes nacionales frente a inmigrantes**

José E. Boscó<sup>a</sup>, Carolina Calatayud<sup>b</sup> and Antonio Cutanda<sup>c</sup>

### **ABSTRACT**

Este trabajo analiza si la desigualdad de la renta en España tiene su origen en las diferencias entre hogares nacionales e inmigrantes o en la dispersión existente dentro de cada uno de los dos colectivos. A partir de los microdatos de la Encuesta de Condiciones de Vida para 2008, 2013, 2019 y 2025, descomponemos el índice de Theil bajo dos definiciones de renta: renta de mercado y renta de mercado más pensiones públicas. El componente intra-grupal supera el 97 % de la desigualdad total en todos los años y con ambas definiciones, sin que el componente entre-grupos muestre tendencia creciente, lo que no permite hablar de una segmentación económica creciente entre ambos colectivos. Aplicamos después una descomposición RIF-Oaxaca-Blinder a la brecha de desigualdad interna. En cuanto a la renta de mercado, los hogares nacionales son los más desiguales, una brecha atribuible sobre todo al efecto composición y vinculada a la edad y la condición de jubilado del sustentador principal del hogar. Al incorporar las pensiones el orden se invierte, resultando los hogares inmigrantes los más desiguales. La educación superior aparece como un determinante estructural estable en la explicación de las brechas de desigualdad: con niveles de educación superior similares de los sustentadores principales de ambos grupos, el retorno de los inmigrantes es más desigual que el de los nacionales.

**Agradecimientos:** José E. Boscó y Antonio Cutanda agradecen la financiación recibida de la Conselleria de Innovación, Universidades, Ciencia y Sociedad Digital, Proyecto CIPROM/2023/39, Generalitat Valenciana y del proyecto PID2023-152348NB-I00 del Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades. Jose E. Boscó agradece el apoyo financiero de Fedea, Fundacion Rafael del Pino y BBVA Research.

<sup>a</sup> e-mail: [jose.e.bosca@uv.es](mailto:jose.e.bosca@uv.es); Universitat de València y Fedea, Spain. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5238-1237>

<sup>b</sup> e-mail: [carolina.calatayud@uv.es](mailto:carolina.calatayud@uv.es); Universitat de València, Spain. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9060-9754>

<sup>a</sup> e-mail: [antonio.cutanda@uv.es](mailto:antonio.cutanda@uv.es); Universitat de València, Spain. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2066-4632>

## 1. Introducción

Desde inicios del presente siglo la economía española ha experimentado un cambio demográfico muy importante. Si consideramos como población inmigrante a los residentes en España que no han nacido en el país, estos han pasado de representar cerca de un 5 % del total de residentes a principios de siglo, a situarse cerca del 20 % en 2025. Las diferencias culturales, raciales, históricas o institucionales entre nativos e inmigrantes influyen, además de en la cohesión social, en el desempeño macroeconómico a medio y largo plazo de los países. Es por ello, que no es de extrañar que la literatura económica de los últimos años haya realizado un importante esfuerzo para estudiar los efectos económicos de la inmigración, ya que este es un fenómeno generalizado en muchas de las economías más desarrolladas del mundo.

En el caso concreto de España hay un buen número de trabajos que han abordado las implicaciones económicas de la inmigración desde distintas perspectivas. Así, por ejemplo, los trabajos de Dolado *et al.* (1997), Carrasco *et al.* (2008) y González y Ortega (2011) estudiaban el impacto de la inmigración en el desempeño de los trabajadores nativos, especialmente los de baja cualificación, sin encontrar un impacto muy grande. Muñoz de Bustillo y Antón (2011) mostraban que tanto la pobreza moderada como la severa son más acusadas entre los inmigrantes que entre los nacionales, y que las prestaciones sociales no desempeñan un papel significativo a la hora de reducir la privación económica en el caso de la población nacida en el extranjero. González y Ortega (2013) estimaron que la inmigración fue responsable de una cuarta parte del aumento de los precios y de aproximadamente la mitad de la actividad de la construcción a lo largo del periodo 2000-2010. Amuedo-Dorantes y de la Rica (2013) evaluaban el impacto de la inmigración en los ingresos de los españoles nativos mediante la estimación del superávit neto de inmigración, mostrando que la magnitud del superávit aumentaba significativamente con el grado de sustituibilidad imperfecta entre la mano de obra inmigrante y la nativa. Izquierdo *et al.* (2016) mostraron cómo el rápido aumento del desempleo asociado a la Gran Recesión y a la posterior crisis de la deuda europea modificó sustancialmente los flujos migratorios, de modo que, desde principios de la década de 2010, España registró salidas netas positivas. Por último, los diferentes capítulos del libro de Carrasco y Torres (2026), abordan el fenómeno de la inmigración desde un variado número de enfoques (brechas de empleo, asimilación laboral, sostenibilidad demográfica, impacto de la inmigración sobre empresas y trabajadores, género e inmigración, etc...), constituyendo un reciente y exhaustivo repaso de la cuestión.

No obstante, llama poderosamente la atención, que pese al espectacular cambio comentado en la composición de la población residente en España entre nacionales e inmigrantes, no haya ningún trabajo que conozcamos que haya abordado el fenómeno de la inmigración y sus efectos en la desigualdad de la renta, de los ingresos laborales o del consumo para el caso español. De hecho, como no podía ser de otra forma, sí que existe bastante literatura que ha abordado el problema de la desigualdad, pero desde un punto de vista global, es decir, sin analizar explícitamente la influencia de la inmigración. Por ejemplo, Pijoan-Mas y Sánchez-Marcos (2010) describieron la evolución durante los años 80 y 90 de la desigualdad en los salarios por hora, las horas de trabajo, los ingresos laborales, la renta disponible de los hogares y el consumo de los hogares en España. Prieto *et al.* (2016) cuantificaron el nivel de pobreza multidimensional en España y sus comunidades autónomas constatando un empeoramiento de esta entre los años 2007 y 2010. El trabajo de Ayala (2016) realizó un exhaustivo análisis de las distintas fuentes

de datos para el análisis de la desigualdad en España, estudiando la evolución seguida por la desigualdad en las cuatro décadas precedentes y situando las tendencias de la desigualdad en España en el contexto comparado. De la Fuente y Onrubia (2016) realizaron un comentario crítico al trabajo anterior, aportando una valoración de la situación comparada de la economía española más optimista y aportando un diagnóstico distinto de las causas del problema. El trabajo de Anghel *et al.* (2018) analizaba exhaustivamente el nivel de desigualdad en España y su evolución a lo largo de la crisis de 2008 y las primeras fases de la recuperación. Para ello, presentaban las distintas dimensiones de la desigualdad salarial, de renta, de consumo y de riqueza, estudiando su evolución y mostrando la importancia de la evolución del desempleo en la evolución de la desigualdad de las variables analizadas. Gradín (2021) propuso un nuevo enfoque para desglosar la desigualdad en función de las contribuciones de los distintos grupos de población según sus fuentes de ingresos, poniendo de relieve el papel desigualador del enorme aumento del desempleo tras la Gran Recesión o el efecto igualador de la protección social en los distintos grupos de población. Finalmente, el trabajo de López-Laborda *et al.* (2026) es el trabajo más exhaustivo realizado en España, presentando una visión completa del impacto distributivo sobre la renta bruta del total de los hogares residentes en España de las prestaciones públicas, monetarias y en especie, y del sistema fiscal.

En este trabajo pretendemos poner el foco en los efectos que los crecientes flujos migratorios están provocando en la evolución de la desigualdad de la renta en España. Algunas de las cuestiones que nos planteamos son las siguientes: ¿contribuye la inmigración a incrementar o a reducir la desigualdad de la renta en España?, ¿en qué medida?, ¿la desigualdad en España se debe principalmente a las disparidades entre los dos grupos que vamos a analizar, nativos e inmigrantes, o es un fenómeno explicado por disparidades intragrupo? Determinar las causas de la desigualdad puede ayudar a diseñar políticas públicas que mejoren la eficiencia económica e incentiven la innovación, la acumulación de riqueza y el crecimiento a largo plazo. Al fenómeno ya comentado de la inmigración y su incidencia en la desigualdad, se ha añadido en las últimas décadas otro cambio demográfico drástico generado por el envejecimiento de los ciudadanos originarios de las economías desarrolladas, del que España tampoco ha sido ajena. Obviamente, el sistema público de pensiones tiene una incidencia muy distinta entre ciudadanos inmigrantes y nativos, dada la diferente estructura de edad y longitud de las carreras laborales de ambos colectivos, por lo que en nuestro análisis utilizaremos dos medidas de la renta de los hogares residentes en España: la renta de mercado y ésta misma añadiendo los ingresos por pensiones públicas por jubilación.

Más concretamente, este trabajo intenta determinar si las raíces de la desigualdad en España tienen su origen principal en las diferencias entre grupos (hogares nacionales e inmigrantes), o si esta surge en mayor medida dentro de cada uno de los dos colectivos. Trabajos como los de Cheteni (2019), Dustmann *et al.* (2024) o Galor y Wainstock (2025) realizan un análisis similar con distintas medidas de renta o salarios en Sudáfrica, Reino Unido y EE.UU., y con distintos grupos poblacionales y resultados heterogéneos. Si la desigualdad se deriva principalmente de las diferencias entre grupos, el estado debería dar prioridad a medidas destinadas a reducir dichas disparidades, centrándose en programas sociales dirigidos específicamente a cada uno de los colectivos, en acciones específicas de discriminación positiva o legislando contra la segmentación y la discriminación. Sin embargo, si la desigualdad surge principalmente dentro de los propios grupos, la acción del estado resultará más eficaz si no se dirige específicamente a cada uno de los colectivos y se centra en priorizar la igualdad de oportunidades y el acceso igualitario a las prestaciones sociales y demás recursos públicos a todos los individuos

vulnerables, independientemente de su colectivo de pertenencia. Las políticas diseñadas sin tener en cuenta el origen de los ciudadanos, por ejemplo, las destinadas a mejorar el acceso a la educación y la sanidad, o a los mercados financieros, deberían, en este caso, propiciar una mayor reducción de la desigualdad.

El análisis empírico, basado en los microdatos de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) (componente español de la base europea EU-SILC), revela una regularidad llamativa. Nuestra descomposición muestra que, independientemente de la medida de renta que utilicemos, la desigualdad intra-grupal explica alrededor del 97-99 % de la variación total de la renta, mientras que la desigualdad entre grupos contribuye únicamente con 1-3 %. No se aprecia ningún indicio de que la segmentación económica entre hogares inmigrantes y nacionales esté aumentando a lo largo del tiempo, lo que ocurriría si el componente entre-grupos mostrara una tendencia positiva en el tiempo. Este resultado es muy robusto independientemente del género, el año considerado, por tramos de edad, o por la situación sociolaboral de los perceptores principales del hogar.

El resultado principal del análisis econométrico muestra que el signo de la brecha de desigualdad de renta entre hogares nacionales e inmigrantes cambia dependiendo de si en la definición de renta utilizada entran las pensiones públicas o no. Para explicar esa brecha utilizamos la descomposición RIF-Oaxaca-Blinder, que divide la brecha en un efecto composición, ya que los sustentadores principales de hogares nacionales e inmigrantes presentan estructuras de edad y porcentajes de jubilados muy distintos, y, por otra parte, en un efecto estructura, en el que la educación superior desempeña un papel central. No porque nacionales e inmigrantes difieran mucho en su acceso a ella, sino porque su efecto sobre la desigualdad interna de cada grupo es distinto.

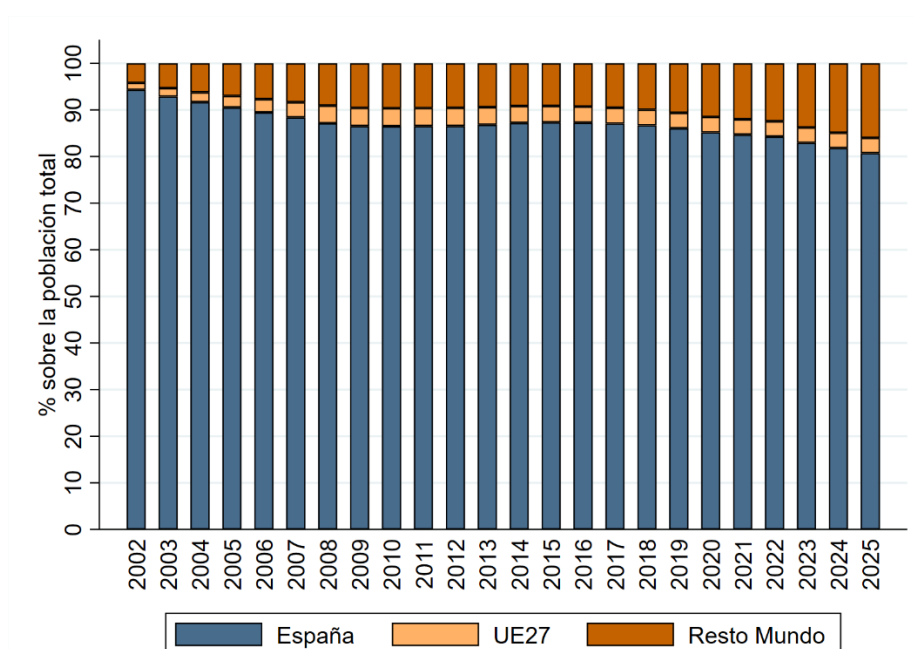
El trabajo se ha estructurado de la siguiente forma. En la sección 2 se realiza una descripción de los datos utilizados. La sección 3 analiza las distribuciones de renta en España, en el colectivo inmigrante y en el colectivo español. La sección 4 descompone la desigualdad de la renta en España en sus componentes entre e intra-grupos. La sección 5 presenta la estrategia empírica para descomponer la brecha de desigualdad entre hogares nativos e inmigrantes. En la sección 6 están los resultados de las estimaciones y, finalmente, en la sección 7 las conclusiones.

## ***2. Descripción de los datos***

La economía española ha experimentado un cambio demográfico importantísimo desde inicios del siglo XXI, con implicaciones económicas, sociales y culturales muy relevantes. En concreto, si consideramos como población inmigrante a los residentes en España que no han nacido en el país, podemos comprobar en el Gráfico 1 como los inmigrantes han pasado de representar un 5,7 % del total de residentes en 2002, a situarse entre el 12,5 y el 13,5 % entre los años 2008 y 2018, para volver a incrementar rápidamente su participación hasta alcanzar el 19,3 % en 2025. Los grupos más numerosos eran los residentes nacidos en Centro y Sudamérica, que en 2025 representaban el 48,5% de los inmigrantes, seguidos por los nacidos en África (17,4 %) y los inmigrantes provenientes de la UE27 (16,9 %).

Pese al cambio espectacular en la composición de la población residente en España entre nacionales e inmigrantes, no hay ningún trabajo que haya abordado el fenómeno de la inmigración y sus efectos en la desigualdad de la renta para el caso español.<sup>1</sup> En este trabajo, tal y como se ha comentado en la introducción, pretendemos poner el foco en los efectos que los crecientes flujos migratorios están provocando en la evolución de la desigualdad de la renta en España. Para ello, en esta sección explicaremos brevemente, en primer lugar, los datos que vamos a utilizar, que provienen de la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística. En segundo lugar, realizaremos un breve análisis descriptivo para caracterizar los principales rasgos de los sustentadores principales y de las rentas de mercado de los hogares tanto de los residentes nacidos en el extranjero (a los que denominaremos inmigrantes), como de los nacidos en España (a los que denominaremos nacionales).

Gráfico 1. Evolución de la población residente en España por lugar de nacimiento



Fuente: Estadística Continua de Población (INE)

EU-SILC es un instrumento estadístico coordinado por Eurostat, que integra la ECV, y mide los ingresos de los hogares en la Unión Europea, con el objetivo de evaluar y cuantificar el nivel de vida de la población, el riesgo de exclusión social y la tasa de pobreza en Europa. Por esta razón, la ECV constituye una herramienta especialmente adecuada para analizar la desigualdad de la renta, como demuestran los numerosos estudios realizados hasta la fecha (véase, por ejemplo, Pijoan-Mas y Sánchez-Marcos, 2010; Prieto *et al.*, 2016; Anghel *et al.*, 2018; Gradín,

<sup>1</sup> Aunque muchos trabajos han estudiado los efectos de la inmigración en la economía española, lo han hecho desde otras perspectivas diferentes (pobreza, discriminación salarial, etc...). Algunos ejemplos son Dolado *et al.* (1997); Carrasco *et al.* (2008); Pijoan-Mas y Sánchez-Marcos (2010); Muñoz de Bustillo y Antón (2011); González y Ortega (2011); Amuedo-Dorantes y de la Rica (2013); Izquierdo *et al.* (2016); o Carrasco y Torres (2026).

2021; o López-Laborda *et al.*, 2026). En España, se lleva realizando desde 2004, aunque un cambio metodológico introducido en 2013 provocó una ruptura en la serie.<sup>2</sup> Conscientes de las dificultades que esta ruptura plantea para el análisis empírico de la desigualdad a lo largo del tiempo, el propio INE proporciona conjuntos de datos retrospectivos desde 2008, elaborados con la metodología de 2013. Utilizando estos ficheros, hemos seleccionado una serie de años representativos de momentos clave en la evolución cíclica reciente de la economía española, para los cuales hemos medido la desigualdad de la renta y su evolución a lo largo del tiempo. Estos años son 2008, 2013, 2019 y 2025, siendo este último el dato más reciente disponible para nosotros.<sup>3</sup>

La ECV proporciona información tanto sobre los hogares como sobre los adultos que los integran, aunque presenta estos datos en ficheros separados.<sup>4</sup> Los ficheros de hogares contienen información sobre la renta total del hogar, tanto bruta como neta, así como datos relativos a impuestos. También ofrecen diversos indicadores de pobreza y privación material. Sin embargo, a diferencia de lo que sería habitual, el fichero de adultos no distingue quién es el principal perceptor de renta del hogar, lo que impide realizar un análisis desagregado de la desigualdad de ingresos según características demográficas, como la nacionalidad o el país de nacimiento, tal y como pretendemos hacer.<sup>5</sup> Además, la renta total registrada en los ficheros de hogares no se corresponde necesariamente con la suma de las rentas individuales recogidas en los ficheros de adultos, ya que existen categorías de ingresos que pertenecen al conjunto del hogar y no pueden atribuirse a ninguno de sus miembros en particular.

Para determinar si existe desigualdad de ingresos en función de la nacionalidad o del país de nacimiento, primero debemos identificar quién es el principal perceptor de renta en cada hogar. De este modo, podemos clasificar cada hogar en uno u otro grupo en función de la nacionalidad o el país de nacimiento de su sustentador principal. El procedimiento que hemos utilizado consiste en identificar, dentro del fichero de adultos, a la persona que recibe la mayor proporción de la renta total del hogar. Una vez identificada, es posible analizar si existe desigualdad en los hogares españoles según características demográficas, como la nacionalidad o el país de nacimiento, atribuyendo a cada hogar la característica correspondiente a su principal perceptor de renta. Aunque nuestro análisis se centra en el país de nacimiento, el procedimiento es aplicable a cualquier otra variable individual relevante.

Al aplicar este procedimiento para identificar al principal perceptor de renta del hogar, se excluye el 2,3 % de los hogares de la muestra (1.623 de un total de 70.499 hogares presentes en los cuatro años elegidos), manteniéndose esta cifra prácticamente estable a lo largo del tiempo (desde un mínimo del 2,2 % en 2025 hasta un máximo del 2,5 % en 2013). Estas pérdidas se producen porque ninguno de los miembros del hogar declara ingresos o porque la renta individual más elevada declarada coincide exactamente, entre al menos dos miembros, lo que

---

<sup>2</sup> La nueva metodología se basa en datos administrativos procedentes tanto de registros fiscales como de la Seguridad Social. Para más detalles sobre las implicaciones y consecuencias de este cambio metodológico, véanse Goerlich (2020) y Ayala *et al.* (2022).

<sup>3</sup> Hemos comprobado que las muestras producen los mismos valores del coeficiente de Gini que los publicados por el INE en los resúmenes de resultados de la ECV disponibles en su página web.

<sup>4</sup> También hemos verificado que las muestras reproducen los mismos valores para medidas como la renta bruta y neta media del hogar publicados por el INE. Asimismo, reproducen el porcentaje de inmigrantes residentes en España.

<sup>5</sup> Considérense los problemas que podrían surgir al clasificar un hogar como “extranjero” simplemente porque uno de sus miembros no posee nacionalidad española; o, alternativamente, las restricciones que implicaría exigir que ninguno de los adultos del hogar tuviera nacionalidad española.

impide la identificación de un único sustentador principal del hogar. Cabe señalar, en primer lugar, que estas pérdidas se encuentran dentro del rango de *attrition* generado por la aplicación de filtros estándar a las muestras de datos de hogares; y, en segundo lugar, que, dadas las razones que podrían estar detrás de estas indefiniciones de los datos, incluso cabría preguntarse si, hipotéticamente, mantener dichos hogares en las muestras podría conducir a resultados sesgados.

En el Cuadro 1 se recoge el número de hogares que forman parte de nuestra muestra en cada uno de los cuatro años (2008, 2013, 2019 y 2025) que vamos a analizar.<sup>6</sup> Además, se distingue qué porcentaje de esos hogares tienen como sustentador principal una persona nacional o inmigrante, por lo que, de acuerdo con lo señalado arriba, un hogar es catalogado como inmigrante o nacional atendiendo únicamente al país de nacimiento del sustentador principal. Como cabría esperar el porcentaje de hogares inmigrantes ha seguido una evolución muy parecida a la descrita en el Gráfico 1 para la población total. Los hogares inmigrantes representaban un 11 % del total en 2008 (cuando la población inmigrante era un 12,5 % del total de acuerdo con la información censal del INE); se estancaron alrededor del 12 % entre 2013 y 2019 (cuando la población inmigrante se movió entorno 13% del total); y crecieron fuertemente hasta alcanzar un 18 % en 2025 (cuando la población inmigrante ascendió al 19,3 %).

Cuadro 1. Proporción de hogares nacionales e inmigrantes.

|                     | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
|---------------------|-------|-------|-------|-------|
| Nacionales          | 89 %  | 88 %  | 88 %  | 82 %  |
| Inmigrantes         | 11 %  | 12 %  | 12 %  | 18 %  |
| Nº de observaciones | 12763 | 11714 | 15491 | 28716 |

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV (INE).

El Cuadro 2 recoge la edad media de los sustentadores principales de los hogares nacionales e inmigrantes. Tal y como recogen Fernández y Torres (Gráfico 1, Capítulo 1 en Carrasco y Torres coord., 2026) la estructura por edades de la población nacida fuera de España presenta diferencias importantes con respecto a la nativa. La mayor parte de los habitantes (el 52 %) se concentra en la franja de edades de los 25 a los 49 años, mientras la población española se concentra en mayor medida en la franja de los 40 a los 69 años. Mientras que los sustentadores principales dentro del hogar tienen una edad media que ha ido creciendo aproximadamente de los 52 a los 57 años entre los residentes nacionales, entre los residentes inmigrantes ha crecido únicamente de los 42 a los 46 años. Hay, por tanto, según los años, una diferencia de 10-11 años entre ambos tipos de hogares.

La información recogida en el Cuadro 3 resulta bastante llamativa. Aunque atendiendo a la estructura por sexos de la población, la población nativa tiene durante todo el periodo la típica estructura de país desarrollado (49 % hombres y 51 % mujeres), la población femenina nacida en el exterior sí que ha aumentado su participación del 47,4 % del total de residentes inmigrantes al 51,4 % entre 2008 y 2025. En ambos casos, nativos e inmigrantes, el porcentaje

<sup>6</sup> Todos los datos utilizados incorporan los factores de elevación poblacional de la ECV. Los años se refieren al periodo de realización de la encuesta y reflejan los datos del año anterior (2007, 2012, 2018 y 2024).

de mujeres que son sustentador principal del hogar ha crecido de aproximadamente el 30 % de los hogares a cerca del 40 % entre 2008 y 2025. En este sentido no hay diferencias sustanciales entre ambos tipos de hogares a lo largo del tiempo.

Cuadro 2. Edad media del sustentador principal.

| Año  | Nacional | Inmigrante |
|------|----------|------------|
| 2008 | 51,6     | 41,8       |
| 2013 | 54,3     | 43,7       |
| 2019 | 56,6     | 45,2       |
| 2025 | 57,1     | 46,1       |

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV (INE).

Cuadro 3. Porcentaje de mujeres que son sustentador principal.

| Año  | Nacional | Inmigrante |
|------|----------|------------|
| 2008 | 32 %     | 29 %       |
| 2013 | 36 %     | 37 %       |
| 2019 | 37 %     | 40 %       |
| 2025 | 39 %     | 38 %       |

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV (INE).

En cuanto a los niveles educativos de los individuos con más renta dentro de los hogares, en el Cuadro 4 se recogen dos medidas alternativas: un indicador de nivel educativo medio de los sustentadores principales<sup>7</sup> y otro que recoge el porcentaje de sustentadores principales con educación superior. Llama la atención que la educación media de los sustentadores principales del hogar foráneos ha sido ligeramente superior a la de los nacionales en todo el periodo, con la excepción de 2025, que son prácticamente idénticas.<sup>8</sup> Si atendemos únicamente al porcentaje de sustentadores principales con estudios superiores, entonces sí que podemos comprobar como el porcentaje de estos nacidos en España es entre 1 y 6 puntos porcentuales (dependiendo del año) superior al de los inmigrantes. Hay que destacar que la visión que se obtiene del Cuadro 4 es bastante distinta de la que se obtiene si atendemos a los niveles educativos reportados para los activos en la Encuesta de Población Activa (EPA). Así, tal y como recogen Fernández y Torres (Cuadro 1, Capítulo 1 en Carrasco y Torres coord., 2026) el porcentaje de activos foráneos con un nivel de formación superior es únicamente del 26,8 % en 2025, mientras que según los datos de la ECV el 35 % de los sustentadores principales nacidos en el extranjero cuentan con dicho nivel de estudios. Estas mismas cifras son para los nativos activos del 48,7 % y para los sustentadores principales nacionales del 41 %.

<sup>7</sup> El nivel educativo medio se ha calculado promediando el nivel educativo asignado en la ECV: 1 primaria, 2 educación secundaria de 1ª etapa (incluye formación e inserción laboral equivalente), 3 educación secundaria de 2ª etapa (incluye formación e inserción laboral equivalente), 4 formación e inserción laboral que precisa título de segunda etapa de secundaria, 5 educación superior (incluye FP superior, grado universitario o superior).

<sup>8</sup> La ECV permite distinguir entre inmigrantes nacidos en la Unión Europea y en el Resto del Mundo. Obviamente los niveles educativos medios o los porcentajes de individuos con educación superior son muy superiores en los foráneos que provienen de la UE, siendo en muchos casos superiores a los de los nativos.

Cuadro 4. Educación media y porcentaje de sustentadores principales con educación superior.

| Año  | Nacional        | Inmigrante | Nacional                 | Inmigrante |
|------|-----------------|------------|--------------------------|------------|
|      | Educación media |            | % con educación superior |            |
| 2008 | 2,66            | 2,76       | 29                       | 23         |
| 2013 | 2,76            | 2,98       | 31                       | 30         |
| 2019 | 2,99            | 3,05       | 34                       | 30         |
| 2025 | 3,25            | 3,22       | 41                       | 35         |

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV (INE).

En el Cuadro 5 se recoge la situación laboral de los sustentadores principales. Como se puede apreciar los sustentadores principales originarios del resto del mundo presentan tasas de desempleo que más que duplican en los cuatro periodos considerados las de los nativos. Por otra parte, dado que el fenómeno de la inmigración es relativamente reciente en la economía española el porcentaje de sustentadores principales que se declaran jubilados se sitúa alrededor del 7 % en la población inmigrante, mientras que, entre los nativos la cifra ha crecido del 25 % en 2008 a niveles entorno al 31 % en 2025. Por último, si atendemos a la distinción entre trabajadores por cuenta propia (autónomos) y por cuenta ajena podemos comprobar que la población nacida en el extranjero presenta consistentemente mayores porcentajes de empleo por cuenta ajena que la nacional. Los porcentajes de sustentadores principales que se autoemplean, sin embargo, son muy similares entre nativos y foráneos, si bien se observa una ligera tendencia decreciente en el tiempo entre los primeros y creciente entre los segundos<sup>9</sup>. Por último, las dos últimas columnas recogen el porcentaje de emprendedores entre sustentadores principales de hogares nativos y foráneos. Entre los hogares nacionales el porcentaje de emprendedores ha ido cayendo del 15 al 8 % a lo largo del periodo muestral, mientras que se ha mantenido bastante estable entre el 11 y el 13 % en los hogares inmigrantes.

Cuadro 5. Situación laboral del sustentador principal (en %).

| Año  | Nac.        | Inm. | Nac.     | Inm. | Nac.                     | Inm. | Nac.     | Inm. | Nac.        | Inm. |
|------|-------------|------|----------|------|--------------------------|------|----------|------|-------------|------|
|      | Desempleado |      | Jubilado |      | Empleado<br>cuenta ajena |      | Autónomo |      | Emprendedor |      |
| 2008 | 4           | 11   | 25       | 7    | 80                       | 87   | 10       | 8    | 15          | 11   |
| 2013 | 10          | 22   | 28       | 7    | 80                       | 87   | 9        | 8    | 15          | 13   |
| 2019 | 5           | 11   | 31       | 9    | 81                       | 87   | 8        | 10   | 14          | 12   |
| 2025 | 4           | 10   | 31       | 7    | 51                       | 68   | 7        | 9    | 8           | 11   |

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV (INE).

<sup>9</sup> Hay que recalcar que cualquier individuo puede declarar simultáneamente en el mismo periodo que ha pertenecido a diferentes situaciones laborales (puede responder, por ejemplo, que ha sido trabajador por cuenta propia, desempleado y jubilado en el mismo año). También cabe destacar que la definición de empleado por cuenta ajena ha sufrido un cambio importante de definición en el año 2025, lo que explica la diferencia de nivel que se observa ese año, respecto a los anteriores.

La última información para describir las características socioeconómicas de los hogares se presenta en el Cuadro 6, donde se recoge el sector de actividad en el que trabajan los sustentadores principales.<sup>10</sup>

Cuadro 6. Sector de actividad del sustentador principal (en %).

|              | 2008 |      | 2013 |      | 2019 |      | 2025 |      |
|--------------|------|------|------|------|------|------|------|------|
|              | Nac. | Inm. | Nac. | Inm. | Nac. | Inm. | Nac. | Inm. |
| Sin asignar  | 35.8 | 21.1 | 45.5 | 32.2 | 43.1 | 24.5 | 41.0 | 20.9 |
| Agr y pesca  | 2.5  | 4.1  | 2.1  | 5.1  | 2.4  | 5.3  | 1.8  | 6.1  |
| Industria    | 12.6 | 10.2 | 10.3 | 11.1 | 9.7  | 10.5 | 10.0 | 9.8  |
| Construcción | 8.0  | 20.5 | 3.4  | 6.3  | 4.3  | 6.8  | 4.1  | 8.2  |
| Servicios    | 41.0 | 44.1 | 38.7 | 45.3 | 40.5 | 52.9 | 43.1 | 55.0 |

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV (INE).

Como se puede apreciar, la fracción de sustentadores principales que no tienen asignado un sector de actividad es notablemente mayor en el caso de la población nativa que en el de la inmigrante, coherentemente con la mayor importancia del colectivo inactivo en el primer caso. Tras la crisis financiera, dicha fracción se sitúa por encima del 40% para la población nativa, llegando prácticamente a duplicar el valor correspondiente de la población inmigrante en 2025.<sup>11</sup> Los datos del Cuadro 6 confirman que la población inmigrante se emplea en mayor medida que la nativa en el sector de agricultura y pesca, y que dicha característica se ha acentuado a lo largo del período, pues en 2025 la fracción de la población inmigrante ocupada en este sector más que triplica la correspondiente fracción de la población nativa. Las participaciones en el sector industrial son, por el contrario, muy similares; curiosamente, la crisis aumentó la participación de la población inmigrante en la industria por encima de la participación de la población nativa, si bien en 2025 el efecto se ha corregido y ambas participaciones son prácticamente idénticas.<sup>12</sup> En el sector de la construcción se observan patrones de comportamiento similares a los observados para la agricultura y pesca, si bien son muy llamativas las cifras del año 2008, pues reflejan, sin duda, la enorme absorción de empleo del sector en el punto álgido de la burbuja inmobiliaria. El pinchazo de la burbuja y la crisis dan lugar a una corrección espectacular; en todo caso, la fracción de la población inmigrante empleada por el sector prácticamente duplica la correspondiente de la población nativa en 2025. Podemos destacar que, en el último año, la población inmigrante empleada bien en el sector primario, bien en la construcción, se sitúa por encima del 14 %, mientras que en el caso de la población nativa no llega al 6 %.<sup>13</sup> Como era de esperar, la fracción del empleo en el sector

<sup>10</sup> La ECV utiliza una desagregación de más de 20 tipos diferentes de actividad del establecimiento del que depende laboralmente el sustentador principal. Las hemos agregado en los cuatro grandes sectores de actividad tradicionales.

<sup>11</sup> En el Cuadro 6 se aprecia claramente un incremento de la importancia del colectivo sin sector de actividad asignado para ambas poblaciones entre 2008 y 2013, si bien, tras los máximos alcanzados en 2013, se inicia un proceso de reducción.

<sup>12</sup> Estas cifras podrían estar reflejando un proceso de sustitución de trabajadores nativos, más caros, por inmigrantes acometido por el sector industrial durante la crisis.

<sup>13</sup> Este dato ilustra nítidamente la necesidad que, en la actualidad, tiene la economía española de mano de obra extranjera.

servicios es la más alta de todas para ambos colectivos, si bien se observa el efecto negativo de la crisis, que, llamativamente, reduce la participación de la población nativa, pero no de la inmigrante, que incluso aumenta. En cualquier caso, la participación de la población inmigrante en el sector es mayor que la de la nativa en todos los años del período muestral. Además, su importancia se acentúa notablemente tras la crisis, muy por encima de lo que lo hace la correspondiente fracción de la población nativa. Como se puede observar, en la actualidad, el sector servicios es el sector principal generador de empleo de la población inmigrante en la economía española, con mucha diferencia con respecto a los restantes sectores de actividad.

### ***3. Desigualdad de la renta en España***

#### ***3.1 Diferencias de renta entre hogares y la distribución de la renta en España***

Como paso previo a analizar la desigualdad de la renta en España es preciso definir las dos medidas de renta que se van a emplear a lo largo de este trabajo. La idea principal es analizar la desigualdad que genera en origen el mercado, eliminando, por tanto, de la renta bruta del hogar, que proporciona directamente el fichero de hogares de la ECV, todos aquellos componentes que son prestaciones públicas, subvenciones o impuestos. En definitiva, eliminando la intervención del estado. La primera de las dos medidas que emplearemos es la denominada renta de mercado ampliada, que incluye la retribución de los factores productivos ofertados en la economía. Es decir, las rentas brutas monetarias y no monetarias de los asalariados (que incluyen las cotizaciones sociales de empresas y trabajadores), los beneficios o pérdidas de los trabajadores por cuenta propia, el autoconsumo de bienes, las rentas brutas de alquileres, intereses y dividendos, las rentas del capital y las rentas brutas de los menores de 16 años. Adicionalmente, y de ahí la denominación de renta de mercado ampliada, se añaden las transferencias netas periódicas entre hogares, las rentas procedentes de planes privados de pensiones y, por último, las indemnizaciones por despido.<sup>14</sup>

La segunda medida de renta que se utilizará a lo largo del trabajo es el resultado de sumar a la renta de mercado ampliada los ingresos recibidos por los hogares procedentes de las prestaciones por jubilación (que denominaremos genéricamente pensiones). Aunque en muchos casos las pensiones de jubilación se consideran una prestación pública y, por tanto, no se deberían considerar como renta de mercado, la esencia original en un sistema contributivo de pensiones es considerarlas como un salario diferido. Hay, adicionalmente, otras razones para considerar esta segunda medida de renta en nuestro análisis. Dado que queremos comparar las rentas de los hogares nativos con las de los inmigrantes y dadas las diferencias entre unos y otros en cuanto al porcentaje de sustentadores principales jubilados (véanse los Cuadros 5 y 6),

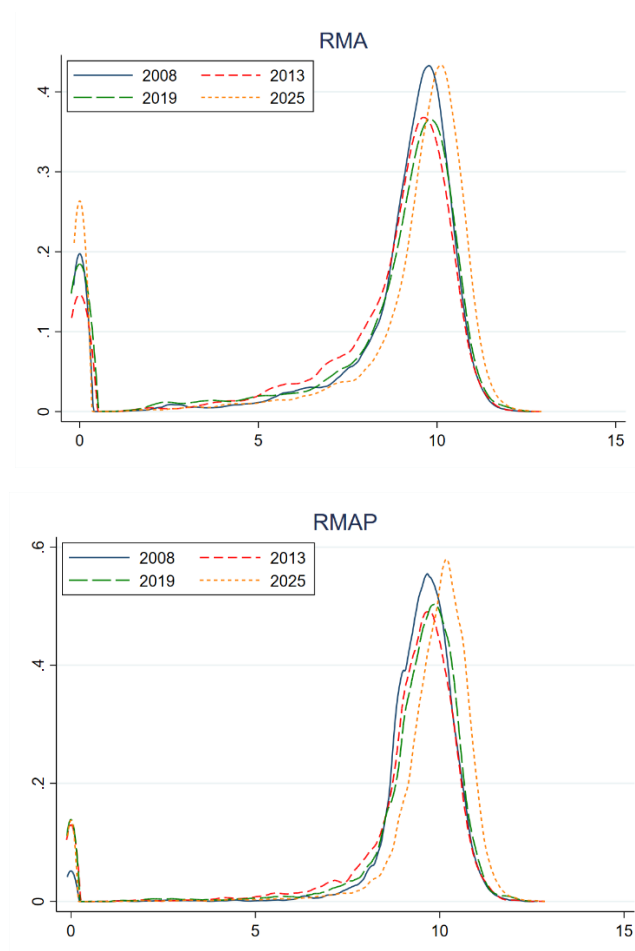
---

<sup>14</sup> Las indemnizaciones por despido se han estimado, a partir de la información recogida en la ECV, ya que no aparecen separadas de las prestaciones y subsidios por desempleo. Así, siguiendo a López-Laborda *et al.*, 2026, de la partida correspondiente en la ECV a las prestaciones y subsidios por desempleo se han deducido los límites máximos mensuales establecidos en la regulación de las prestaciones por desempleo en los años analizados, considerando que los importes que exceden esos límites corresponden a los importes percibidos por indemnizaciones por despido.

el no considerar las pensiones daría, como veremos, una visión poco realista de las diferencias de renta entre nacionales e inmigrantes<sup>15</sup>.

El Gráfico 2 representa la distribución de la renta de mercado ampliada (RMA, en adelante) y de la renta de mercado ampliada más las pensiones (RMAP, en adelante) en España expresadas en escala logarítmica para los cuatro años considerados. Las funciones de densidad representadas se han construido a partir de las rentas nominales por unidad de consumo<sup>16</sup> del total de los hogares, nacionales y foráneos, presentes en la encuesta.

Gráfico 2. Distribución del Log de la Renta de Mercado Ampliada y de la Renta de Mercado Ampliada más Pensiones por Unidad de Consumo



Fuente: Elaboración propia a partir de ECV (INE).

<sup>15</sup> Téngase en cuenta que la pensión de jubilación es la principal, y en bastantes casos única, fuente de renta de muchos hogares cuyo sustentador principal es nacional. Al considerar únicamente la renta de mercado ampliada, esos hogares pasan a tener una renta muy baja o, incluso, nula.

<sup>16</sup> Como es habitual, las unidades de consumo de un hogar se calculan asignando pesos para medir el nivel de vida, considerando economías de escala. Se ha utilizado la escala de la OCDE modificada que asigna los siguientes pesos a los individuos pertenecientes al hogar: 1 punto al primer adulto, 0,5 a los demás mayores de 13 años, y 0,3 a los menores de 14 años.

El primer hecho que llama la atención es que las funciones de densidad de ambas rentas de mercado por unidad de consumo presentan dos modas todos los años. La razón es que para la RMA y la RMAP se ha asignado un euro a todas las rentas de los hogares por unidad de consumo que presentan valores negativos (hogares con trabajadores por cuenta propia con pérdidas) y a todos los que declaran rentas nulas o valores irrisorios imposibles. En este sentido, de los 68684 hogares de la muestra, sumando los de los 4 periodos considerados, un 11,21 % de los mismos (7699 hogares) presentan rentas de 1 euro (logaritmos de la renta igual a 0 en los gráficos de las funciones de densidad). Hay, por otra parte, en el conjunto de la muestra 9556 hogares con RMA por unidad de consumo inferior a 150 euros (5 en logaritmos en el gráfico). La proporción de hogares con rentas imputadas de 1 euro desciende al 2,93 % (2016 hogares) cuando consideramos la RMAP, lo que indica que hay un porcentaje mínimo cercano al 10 % de los hogares cuya fuente de ingresos principal son las pensiones. Con RMAP por unidad de consumo inferior a 150 euros hay, en este caso, 2453 hogares en el conjunto de los 4 años analizados.

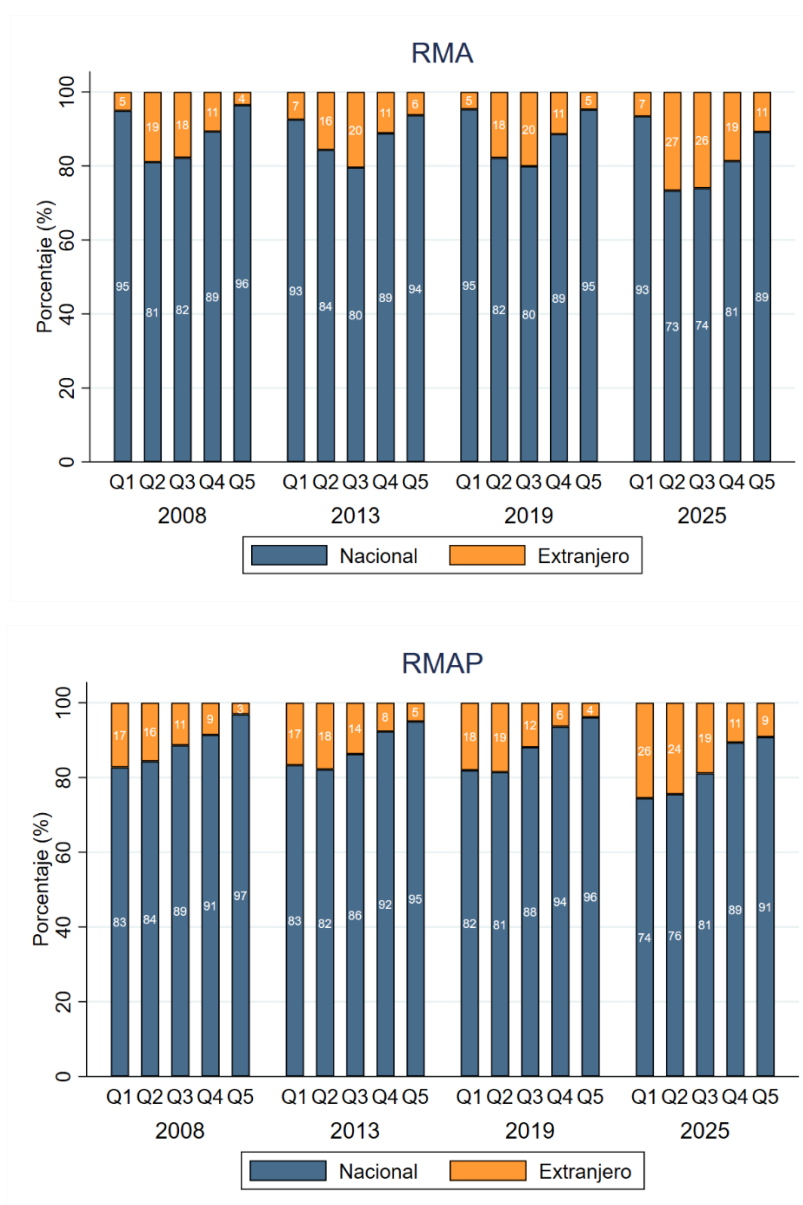
Como puede apreciarse en ambos paneles del Gráfico 2, las distribuciones de la RMA y de la RMAP de los hogares residentes en España no se desplazaron prácticamente nada entre el inicio de la crisis financiera en 2008 y el año 2013, donde los efectos macroeconómicos de la recesión eran todavía muy serios en la economía española. Entre 2013 y 2019, cuando la economía española mostró signos claros de recuperación, ya es posible apreciar un ligero desplazamiento de las funciones de densidad hacia la derecha, mostrando un cierto crecimiento generalizado de las rentas. No es hasta 2025 que es posible apreciar un claro desplazamiento a la derecha de las funciones de densidad mostrando que, pese a la crisis del Covid19, la economía española había vuelto a crecer a tasas notables.<sup>17</sup> Además, aparte del desplazamiento a la derecha de la distribución, su máximo creció apreciablemente en 2025, mostrando una mayor frecuencia de las rentas en torno a la media. En cualquier caso, antes de hablar del grado de dispersión de estas distribuciones, y por tanto de la evolución de la desigualdad de la renta, en el Gráfico 3 vamos a ubicar los hogares nativos y foráneos dentro de la distribución de la RMA y de la RMAP por unidad de consumo. Para ello, en ambos paneles del Gráfico 3 se ha representado para los cuatro años considerados el porcentaje de hogares nacionales e inmigrantes que hay en cada quintil de RMA (panel superior) o de RMAP (panel inferior).

Como vimos en el Cuadro 1, la proporción de hogares cuyo sustentador principal es nacido fuera de España era del 11% en 2008, del 12% en 2013 y 2019 y del 18% en 2025. Obviamente, si los inmigrantes estuvieran distribuidos igualitariamente en la distribución de la renta, de acuerdo con su proporción en el total de hogares, deberíamos observar que su representación en cada quintil de renta es la misma que en el total. Sin embargo, si nos fijamos en la distribución de la RMA (panel superior del Gráfico 3), podemos comprobar que en los segundos y terceros quintiles de renta los inmigrantes están claramente sobrerrepresentados todos los años, mientras que en el primer quintil y en los dos superiores están infrarrepresentados. Por ejemplo, en 2025, los hogares foráneos representaban el 18 % del total de hogares, mientras que su peso ascendía al 27 % y al 26 % en el segundo y tercer quintil de la RMA, respectivamente, y se reducía al 7 % y al 11 % en el primero y quinto quintil.

---

<sup>17</sup> En cualquier caso, téngase en cuenta que las rentas están expresadas en términos nominales, por lo que la consideración de los cambios en los precios podría alterar esta imagen.

Gráfico 3. Distribución por quintiles de hogares nacionales e inmigrantes en la RMA y la RMAP por Unidad de Consumo



Fuente: Elaboración propia a partir de ECV (INE).

Dadas las características sociolaborales examinadas en la Sección 1, podría resultar llamativo que haya más hogares nativos en el primer quintil de la renta que lo que estos representan en términos del total de la población<sup>18</sup>, lo que ocurre todos los años considerados. Este resultado tiene mucho que ver con las características demográficas de ambos colectivos. Como vimos anteriormente, la edad media de los sustentadores principales de los hogares inmigrantes es aproximadamente 10 años inferior a la de los hogares nacionales. Adicionalmente, los hogares nativos cuentan, según los años, con entre un 25 y un 31 % de sustentadores principales

<sup>18</sup> En 2025, por ejemplo, los nacionales representan un 82 % de la población total y, sin embargo, en el primer quintil de la distribución de la RMA representan el 93 % del total.

jubilados, mientras que este dato está únicamente entre el 7 y el 9 % en el colectivo inmigrante. Dado que en la RMA no se están incluyendo las pensiones de jubilación, la no consideración de estas lleva al primer quintil de renta a muchos hogares nacionales, en los que ésta es su principal fuente de renta y, por tanto, su RMA está muy cercana a cero. Además, este hecho provoca que los hogares foráneos se agrupen mucho en el segundo y tercer quintiles de renta, aunque sigan infrarrepresentados en los dos quintiles superiores.

El panorama cambia radicalmente cuando utilizamos la RMAP y consideramos que las pensiones de jubilación son un salario diferido (panel inferior del Gráfico 3), que podemos considerar renta de mercado. En este caso, la distribución por quintiles de los dos tipos de hogares ya es mucho más acorde a lo que cabría esperar. Los inmigrantes están claramente sobrerrepresentados en los dos primeros quintiles de la RMAP, y claramente infrarrepresentados en los dos quintiles de mayor nivel de renta. Únicamente en el tercer quintil tienen una representación acorde a su peso poblacional.

Cuadro 7. RMA y RMAP medias por unidad de consumo equivalente.

|                                                | 2008    | 2013    | 2019    | 2025    |
|------------------------------------------------|---------|---------|---------|---------|
| <b>RENTA DE MERCADO AMPLIADA</b>               |         |         |         |         |
| España                                         | 15237,3 | 13729,2 | 15045,7 | 21138,9 |
| Nacionales                                     | 15659,1 | 14071,5 | 15455,0 | 21463,6 |
| Inmigrantes                                    | 11898,5 | 11262,5 | 11977,7 | 19635,7 |
| <b>RENTA DE MERCADO AMPLIADA MAS PENSIONES</b> |         |         |         |         |
| España                                         | 18171,8 | 16849,8 | 18900,0 | 26717,8 |
| Nacionales                                     | 18860,8 | 17505,4 | 19722,0 | 28028,6 |
| Inmigrantes                                    | 12718,2 | 12126,8 | 12737,7 | 20648,6 |
| <b>RATIO RMA / RMAP</b>                        |         |         |         |         |
| España                                         | 0,84    | 0,81    | 0,80    | 0,79    |
| Nacionales                                     | 0,83    | 0,80    | 0,78    | 0,77    |
| Inmigrantes                                    | 0,94    | 0,93    | 0,94    | 0,95    |

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV (INE).

Otra forma de analizar las diferencias entre hogares nativos y foráneos es comparar las rentas medias de unos y otros. Así, en el Cuadro 7 se recogen la RMA y la RMAP medias del total de hogares en España y de los hogares nacionales e inmigrantes. Como se puede apreciar, tanto la RMA como la RMAP medias de los nativos son siempre claramente superiores a las de los inmigrantes. En concreto, los hogares nacionales cuentan con un 31,6 % más de RMA por unidad de consumo en 2008, un 24,9 % en 2013, un 29,0 % en 2019 y un 9,3 % en 2025. Esas mismas diferencias son en términos de la RMAP un 48,3 % en 2008, un 44,4 % en 2013, un 54,8 % en 2019 y un 35,7 % en 2025. Obviamente, la magnitud de estas cifras no hace más que corroborar el importante papel que juegan las pensiones como factor diferencial al comparar los ingresos medios de los hogares inmigrantes, respecto a los nativos. Otra forma de explicarlo es comprobar que la ratio entre la RMA y la RMAP ha oscilado entre los hogares nacionales entre el 77 y el 83 %, mientras que entre los hogares inmigrantes lo ha hecho entre el 93 y el 95 %. Además, un hecho muy significativo es que dicha ratio es decreciente a lo largo del tiempo para los hogares nacionales, mientras que es creciente en los hogares inmigrantes, lo que no es más que un reflejo de que la proporción de hogares nacionales con sustentadores principales

jubilados ha crecido del 25 al 31% entre 2008 y 2025 (recuérdese el Cuadro 5), por lo que las pensiones tienen un peso creciente en las rentas de estos hogares. Por su parte, el peso de los hogares inmigrantes con sustentadores principales jubilados ha permanecido estable entorno al 7 % en el periodo, por lo que la subida de la ratio en este colectivo implica que el peso de las rentas de mercado crece respecto a las obtenidas vía pensiones.

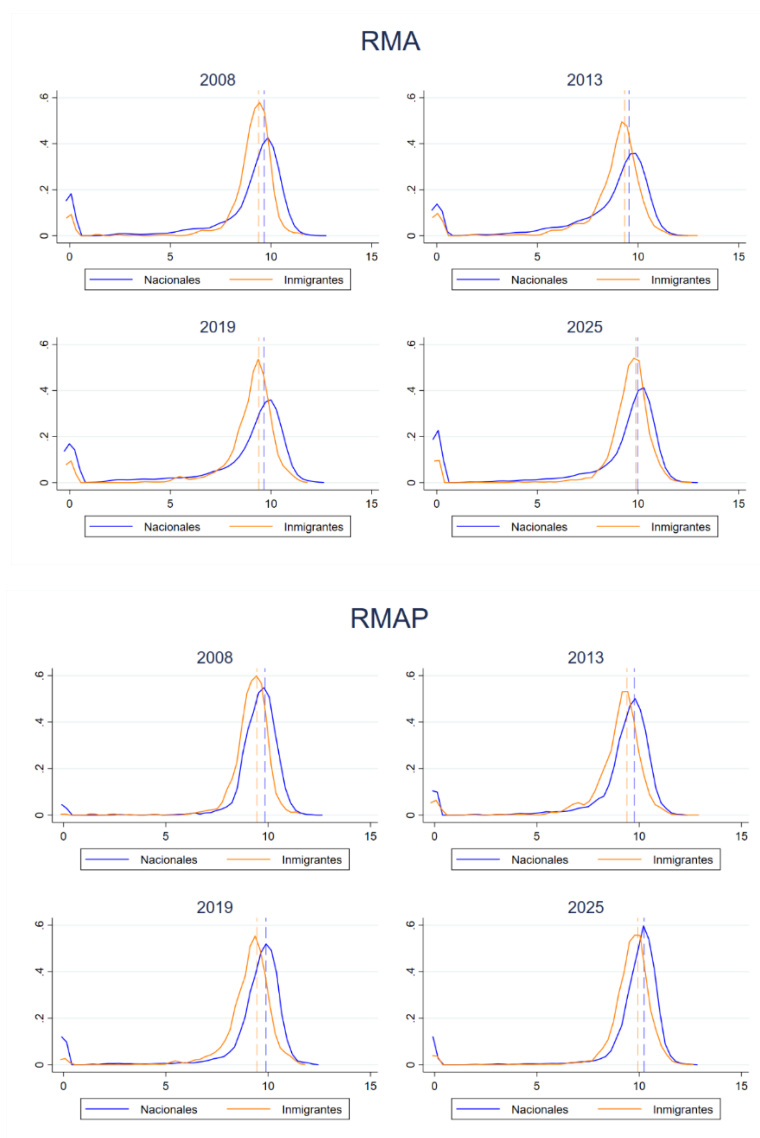
Resumiendo, los resultados presentados hasta ahora indican que, primero, los hogares inmigrantes presentan RMA y RMAP medias bastante más bajas que los hogares nativos, especialmente en el caso de la RMAP; segundo, las pensiones constituyen un factor diferencial creciente con el tiempo en la composición de las rentas de ambos colectivos, al comparar los ingresos medios de los hogares inmigrantes respecto a los nativos; tercero, en la distribución de la RMA los inmigrantes están claramente sobrerrepresentados en los segundos y terceros quintiles de renta, mientras que en el primer quintil y en los dos superiores están infrarrepresentados; cuarto, los inmigrantes están claramente sobrerrepresentados en los dos primeros quintiles de la RMAP y claramente infrarrepresentados en los dos quintiles de mayor nivel de renta; y, quinto y último, la ratio entre la RMA y la RMAP es claramente inferior para los hogares nacionales, mostrando un perfil decreciente en el tiempo, mientras que es creciente en los hogares inmigrantes.

Estos resultados parecen apuntar, a simple vista, a que la desigualdad de la renta en España se podría deber en buena medida a las disparidades entre las rentas de ciudadanos inmigrantes y nativos (la renta media de ambos colectivos es, como hemos visto, muy distinta) y no tanto a las desigualdades internas existentes dentro de los dos colectivos, aisladamente considerados. No obstante, en principio, nada indica que tenga que ser así y las disparidades y la desigualdad de la renta podrían deberse también, en mayor o menor medida, a las diferencias de renta existentes intra-grupos. Una primera aproximación a este análisis se aborda en la siguiente subsección.

### ***3.2 Distribuciones de renta y desigualdad en España: nativos vs. inmigrantes***

En el Gráfico 4 se ha representado la evolución de las distribuciones de la RMA (panel superior) y la RMAP (panel inferior) a lo largo de los cuatro años analizados, distinguiendo entre hogares nacionales y foráneos. Como se puede observar, para ambas rentas, la densidad de los hogares nacionales está desplazada, en los cuatro años, a la derecha de la de inmigrantes, indicando claramente las mayores RMA y RMAP medias de los nativos que hemos documentado en el Cuadro 7 (las rentas medias de ambos colectivos se han recogido en los gráficos con las líneas discontinuas verticales). No obstante, tanto para la RMA como para la RMAP, existe un grado de solapamiento relativamente importante de las dos distribuciones, indicando que un número apreciable de personas en ambos grupos tienen rentas similares. En cualquier caso, el hecho de que la coincidencia de rentas se produzca, fundamentalmente, en la cola baja de la distribución de la renta de los hogares nacionales apunta a que podría existir algún grado de segmentación económica entre ambos grupos o, lo que es lo mismo, a cierta segregación económica de los inmigrantes. Los candidatos habituales para explicar este fenómeno son la segmentación del mercado laboral, las diferencias de capital humano, la menor antigüedad en el mercado de trabajo, la mayor incidencia de empleo precario o las diferencias de edad de los individuos en los dos tipos de hogares, entre otros factores.

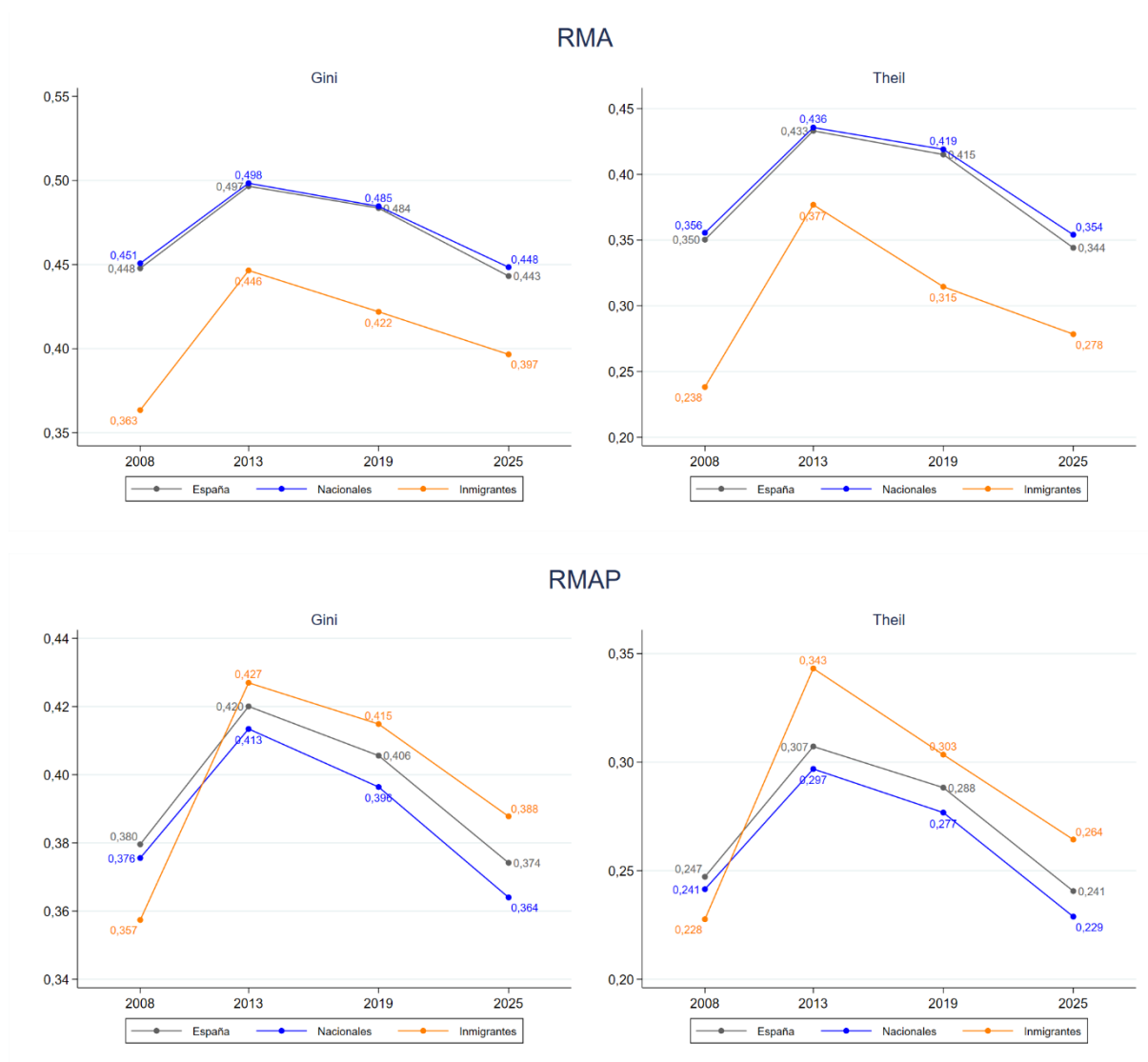
Gráfico 4. Distribución del Log de la RMA y la RMAP por Unidad de Consumo:  
nacionales e inmigrantes



Fuente: Elaboración propia a partir de ECV (INE).

Más difícil de apreciar a partir de una inspección visual de las funciones de distribución del Gráfico 4 es el grado de desigualdad, o dispersión, dentro de cada grupo. Para tener una visión clara de cuál de las dos distribuciones presenta una mayor desigualdad, en el Gráfico 5 se ha recogido la evolución de los índices de Gini y de Theil tanto para la RMA (panel superior), como para la RMAP (panel inferior). La evolución de los índices de Gini y de Theil recogida en el Gráfico permite extraer algunas conclusiones.

Gráfico 5. Índices de desigualdad en España: nacionales e inmigrantes



Fuente: Elaboración propia a partir de ECV (INE).

Respecto a la RMA, se puede apreciar que la desigualdad es significativamente superior dentro de los hogares nacionales que dentro del colectivo inmigrante independientemente del año que consideremos o del índice de desigualdad que utilicemos. Así, en términos tanto del índice de Gini como del de Theil, la desigualdad dentro de ambos tipos de hogares creció de forma importante entre 2008 y 2013, para reducirse ya en 2019 en ambos colectivos. Finalmente, la desigualdad se redujo de forma muy importante entre 2019 y 2025 en ambos colectivos. Sin duda, una parte importante de la explicación de este comportamiento diferencial en la evolución temporal de la desigualdad en ambos grupos tiene que ver con los flujos de salida y entrada de trabajadores inmigrantes y nativos del stock del empleo que se verificaron la economía española entre 2009 y 2018.<sup>19</sup> También es notorio el hecho de que, como cabría esperar, la desigualdad

<sup>19</sup> Véase Izquierdo *et al.* (2016) que explican cómo el rápido crecimiento del desempleo asociado a la Gran Recesión y la crisis de deuda subsiguiente alteró sustancialmente los flujos migratorios, de forma que desde principios de los 2010 España experimentó salidas positivas netas de población.

en el conjunto de España prácticamente reproduce la evolución de la desigualdad de los hogares nacionales y, lo que a priori resulta más sorprendente, el hecho de que los hogares inmigrantes contribuyen moderadamente a reducir la desigualdad de la RMA en España.

En el panel inferior del Gráfico 5 podemos apreciar que el panorama de la desigualdad se ve considerablemente alterado al tomar en consideración las pensiones públicas. Así, con la excepción del año 2008 en el que la desigualdad en la RMAP fue ligeramente superior en el colectivo de los hogares nacionales, el resto de los años los índices de desigualdad han sido superiores en el caso del colectivo inmigrante que en el de los nativos. Así, en términos del índice de Gini, a partir de 2008 la desigualdad en el colectivo de los hogares inmigrantes empezó a crecer de forma importante tanto en 2013, como en 2019, para reducirse de forma relevante en 2025. La evolución del índice de Theil es muy parecida con la salvedad de que este índice manifiesta una ligera reducción ya en 2019 respecto a 2013. Los hogares nacionales, por su parte, tras el importante incremento de la desigualdad entre 2008 y 2013, empiezan a manifestar una reducción de ambos índices en 2019 en la RMAP, que se consolida de forma significativa en 2025. Obviamente, la evolución de la desigualdad de la RMAP en el conjunto de España está mucho más cercana a lo que ocurre en el colectivo de nativos, si bien, en este caso, a diferencia de lo que ocurre con la RMA, el de inmigrantes contribuye (desde 2013) a incrementar la desigualdad del conjunto de España.

**Cuadro 8. Porcentaje de reducción en los índices de Gini y de Theil de la RMAP respecto a la RMA.**

|                   | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
|-------------------|-------|-------|-------|-------|
| Gini España       | -15,2 | -15,5 | -16,1 | -15,6 |
| Gini Nacionales   | -16,6 | -17,1 | -18,4 | -18,8 |
| Gini Inmigrantes  | -1,7  | -4,3  | -1,7  | -2,3  |
| Theil España      | -29,4 | -29,1 | -30,6 | -29,9 |
| Theil Nacionales  | -32,3 | -31,9 | -33,9 | -35,3 |
| Theil Inmigrantes | -4,2  | -9,0  | -3,8  | -5,0  |

Finalmente, el Cuadro 8 añade información relevante sobre en qué medida las pensiones públicas contribuyen a reducir la desigualdad dentro de cada uno de los dos grupos poblacionales considerados. Así, en los dos paneles del Cuadro se recoge información sobre el porcentaje de reducción del índice de Gini (panel superior) y del índice de Theil (panel inferior) tras la consideración de las pensiones públicas como un salario diferido.<sup>20</sup>

<sup>20</sup> Para un análisis completo del efecto del estado del bienestar en la reducción de la desigualdad entre inmigrantes y nacionales se deberían considerar, obviamente, las diferencias en los niveles recibidos en el total de prestaciones públicas monetarias y en especie, así como en los impuestos directos y las cotizaciones sociales que recaen sobre ambos colectivos. En López-Laborda *et al.* (2026) se estima, utilizando la ECV de 2024, el impacto distributivo sobre la renta bruta de los hogares residentes en España de las prestaciones públicas, monetarias y en especie y el sistema fiscal. En un trabajo complementario de éste, se realiza un ejercicio similar distinguiendo entre hogares inmigrantes y nacionales (Boscá, *et al.*, 2026).

La consideración de las pensiones públicas ha posibilitado una reducción global muy significativa de los índices de desigualdad en el conjunto de los hogares en España. Así, en cuanto al índice de Gini, este se redujo al calcularlo con la RMAP entre un 15,2 % en 2008 y un 16,1 % en 2019, respecto al calculado con la RMA. La disminución del índice de Theil es muy similar a lo largo de los cuatro años analizados, si bien los porcentajes concretos de reducción del índice son superiores<sup>21</sup> (caídas entre el 29,1 y el 30,6 %). Más llamativo es comprobar que la reducción de la desigualdad es significativamente mayor en el colectivo de hogares nativos, donde, por ejemplo, el índice de Gini se ha reducido sostenidamente del 16,6 al 18,8 % a lo largo de los cuatro años considerados, mientras que la reducción de la desigualdad en el colectivo de los hogares inmigrantes ha oscilado entre el 1,7 y el 4,3 %, utilizando este mismo índice. Sin duda, hay dos factores que explican este comportamiento diferencial en los índices entre los dos colectivos. En primer lugar, tal y como vimos en el Cuadro 5, el porcentaje de hogares cuyo sustentador principal está jubilado es de alrededor del 7 % en los inmigrantes, mientras que alcanza niveles superiores al 30 % entre los nativos. La no consideración de las pensiones en la RMA genera una mayor desigualdad en los hogares nacionales respecto a los inmigrantes, dado que una gran parte de estos dependen en gran medida de una pensión de jubilación para afrontar sus gastos. Así, en cuanto tomamos como medida de renta la RMAP, la desigualdad pasa a ser inferior en el colectivo nacional, respecto del inmigrante. El segundo factor que explica la evolución diferencial en la reducción de la desigualdad que generan las pensiones en ambos colectivos tiene que ver con los flujos migratorios. Mientras que, en los hogares nativos, las pensiones muestran un peso suavemente creciente en la reducción de la desigualdad a lo largo del tiempo, entre los hogares inmigrantes se observa un notable aumento de su capacidad redistributiva entre 2008 y 2013. Este incremento podría estar relacionado con las salidas netas de población inmigrante registradas en España desde principios de la década de 2010, que habrían afectado principalmente a los perceptores de rentas más bajas y, en menor medida, a los perceptores de pensiones de jubilación. Por eso, cuando los flujos netos de inmigración vuelven a ser positivos, la capacidad reductora de la desigualdad de las pensiones vuelve a niveles parecidos a los de 2008.

A modo de resumen, en esta subsección hemos comprobado que las distribuciones de renta (RMA y RMAP) de hogares nativos y foráneos presentan un importante grado de solapamiento, sobre todo en la cola inferior de la distribución de los hogares nacionales. Acorde a los dos índices de desigualdad que hemos presentado, ambas distribuciones tienen un grado importante de dispersión, siendo el colectivo de hogares nacionales el que presenta un mayor grado de desigualdad intra-grupo en la RMA, y el colectivo inmigrante el que lo hace en la RMAP. Los hogares foráneos contribuyen, por tanto, a reducir la desigualdad de la RMA y a ampliar la desigualdad de la RMAP en España. Al pasar de medir la desigualdad con la RMA a hacerlo con la RMAP se reduce la desigualdad dentro de ambos grupos, aunque lo hace porcentualmente mucho más en todos los años en el colectivo de nativos. La cuestión que de forma natural se plantea a partir de esta evidencia es: ¿La desigualdad de la renta en España se debe principalmente a las disparidades entre ciudadanos inmigrantes y nativos, o a la que existe dentro de esos colectivos?

---

<sup>21</sup> Recuérdese que el índice de Gini mide distancias medias en la renta entre individuos y es bastante sensible a la parte central de la distribución, mientras que el índice de Theil mide desviaciones relativas respecto a la media usando logaritmos y es más sensible a los valores altos de la distribución, penalizando mucho los valores extremos superiores. Por esta razón, aunque ambos índices (bajo el supuesto de distribuciones log-normales) ordenan igual la desigualdad, su nivel es sensible a la forma que ponderan las diferencias de renta.

#### 4. Desigualdad de la renta entre e intra-grupos en España

En esta sección pretendemos dar un paso más e intentar determinar si las raíces de la desigualdad en España tienen su origen principal en las diferencias al comparar los grupos nacional y foráneo (desigualdad entre-grupos), o si esta surge en mayor medida dentro de cada uno de esos colectivos, independientemente del otro (desigualdad intra-grupos).<sup>22</sup>

El Cuadro 9 recoge la descomposición del índice de Theil en sus componentes entre e intra-grupos a lo largo de los años analizados. En el panel superior están los resultados para la RMA y en el inferior para la RMAP. En concreto, la descomposición muestra que en el caso de la RMA la desigualdad intra-grupal explica un impresionante 99 % de la variación total de la renta (con solo pequeños cambios, según el año), mientras que la desigualdad entre grupos contribuye únicamente con un 1 %. Además, no se aprecia ningún indicio de que la segmentación económica entre hogares inmigrantes y nacionales esté aumentando a lo largo del tiempo, lo que ocurriría, como es bien sabido, si el componente entre-grupos mostrara una tendencia positiva en el tiempo.

Cuadro 9. Desigualdad entre e intra-grupos.

| Renta Mercado Ampliada                      |       |       |       |       |
|---------------------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| Resultados globales nacionales-inmigrantes: | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                       | 0,350 | 0,433 | 0,415 | 0,344 |
| Within                                      | 0,345 | 0,430 | 0,409 | 0,342 |
| Between                                     | 0,005 | 0,003 | 0,006 | 0,003 |
| Within (%)                                  | 98,6  | 99,3  | 98,6  | 99,4  |
| Between (%)                                 | 1,4   | 0,7   | 1,4   | 0,6   |
| Renta Mercado Ampliada más Pensiones        |       |       |       |       |
| Resultados globales nacionales-inmigrantes: | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                       | 0,247 | 0,307 | 0,288 | 0,241 |
| Within                                      | 0,240 | 0,301 | 0,279 | 0,234 |
| Between                                     | 0,007 | 0,006 | 0,009 | 0,007 |
| Within (%)                                  | 97,2  | 98,0  | 96,9  | 97,1  |
| Between (%)                                 | 2,8   | 2,0   | 3,1   | 2,9   |

En cuanto a la RMAP, el resultado es muy similar. En este caso, la desigualdad intra-grupal explica entre el 97 y el 98 % de la variación total de la renta, mientras que la desigualdad entre

<sup>22</sup> Cheteni (2019) concluye que en Sudáfrica la desigualdad de la renta tiene un origen mayoritariamente entre-grupos, mientras el origen de la pobreza es intra-grupos. Dustmann *et al.* (2024) concluyen que la desigualdad salarial intra-grupos entre inmigrantes y nativos en el Reino Unido es mayoritaria. Galor y Wainstock (2025) analizan la desigualdad de la renta entre grupos étnicos en EE.UU., concluyendo que alrededor del 96% es intra-grupos. En el caso español, Martín-Legendre *et al.* (2021) analizan la distribución de la renta en 40 ciudades españolas con datos a nivel de distrito, concluyendo que, a nivel municipal, la desigualdad es entre el 93 y el 95% intra-grupos, mientras que por distritos oscila entre el 79 y el 84%.

grupos contribuye únicamente con un 2-3 %. Tampoco hay ninguna evidencia de que la segregación o segmentación económica esté creciendo en las dos últimas décadas.

Cuadro 10. Desigualdad entre e intra-grupos (por género).

| Renta Mercado Ampliada               |       |       |       |       |
|--------------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| Hombres (nacionales-inmigrantes):    | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                | 0,332 | 0,421 | 0,399 | 0,336 |
| Within                               | 0,327 | 0,418 | 0,393 | 0,332 |
| Between                              | 0,006 | 0,002 | 0,005 | 0,004 |
| Within (%)                           | 98,5  | 99,3  | 98,5  | 98,8  |
| Between (%)                          | 1,5   | 0,7   | 1,5   | 1,2   |
| Mujeres (nacionales-inmigrantes):    | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                | 0,396 | 0,454 | 0,444 | 0,358 |
| Within                               | 0,392 | 0,449 | 0,438 | 0,356 |
| Between                              | 0,004 | 0,006 | 0,007 | 0,001 |
| Within (%)                           | 99,0  | 98,9  | 98,6  | 99,4  |
| Between (%)                          | 1,0   | 1,1   | 1,4   | 0,6   |
| Renta Mercado Ampliada más Pensiones |       |       |       |       |
| Hombres (nacionales-inmigrantes):    | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                | 0,239 | 0,279 | 0,256 | 0,218 |
| Within                               | 0,232 | 0,274 | 0,248 | 0,209 |
| Between                              | 0,007 | 0,006 | 0,009 | 0,009 |
| Within (%)                           | 97,1  | 98,2  | 96,9  | 95,9  |
| Between (%)                          | 2,9   | 1,8   | 3,1   | 4,1   |
| Mujeres (nacionales-inmigrantes):    | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                | 0,265 | 0,360 | 0,348 | 0,279 |
| Within                               | 0,260 | 0,353 | 0,337 | 0,274 |
| Between                              | 0,006 | 0,007 | 0,011 | 0,004 |
| Within (%)                           | 98,1  | 98,1  | 96,8  | 98,2  |
| Between (%)                          | 1,9   | 1,9   | 3,2   | 1,8   |

Este resultado cuestiona la visión, muy extendida, según la cual las diferencias culturales, históricas o institucionales entre nativos e inmigrantes constituyen el principal factor detrás de la desigualdad de renta en España. La brecha entre las rentas medias de ambos colectivos explica solo una fracción reducida de la desigualdad total. Son, por el contrario, los factores que diferencian a los individuos dentro de su propio colectivo (desigualdad de oportunidades, heterogeneidad en los atributos productivos, calidad o estabilidad del empleo) los que dan cuenta de la mayor parte de las disparidades de renta observadas. Ello no implica, sin embargo, que el origen sea irrelevante. Como evidencia el Gráfico 5, la desigualdad interna de cada colectivo no es la misma, y buena parte de esa diferencia puede responder a que unas mismas características se traduzcan en posiciones distintas dentro de la distribución de renta de cada grupo. El origen explica, por tanto, solo una fracción reducida del nivel agregado de la

desigualdad observada, pero podría condicionar los mecanismos que la generan dentro de cada colectivo, una posibilidad que exploramos en la Sección 5.

A partir de aquí, la pregunta más relevante es si este resultado es robusto a diferentes características laborales o sociodemográficas. Así, para comprobar la robustez del carácter mayoritariamente intra-grupal de la desigualdad, en el Cuadro 10 se realiza la descomposición por género del índice de Theil. Como se puede apreciar, independientemente del género y el año considerado, el componente intra-grupos del índice de Theil siempre representa un porcentaje superior al 98 % en el caso de la RMA y al 96 % en el caso de la RMAP. En el Apéndice se han añadido chequeos adicionales cuando se divide la muestra por tramos de edad (Cuadros A.1 y A.2), o por la situación sociolaboral de los perceptores principales del hogar (desempleado, empleado por cuenta ajena, autónomo o jubilado, Cuadros A.3 y A.4). En todos los casos, se confirma el carácter mayoritariamente intra-grupal de la desigualdad observada y su persistencia en el tiempo. Por tanto, son factores internos que diferencian a los individuos dentro de su propio colectivo los principales determinantes de las disparidades de renta en España.

## 5. Estrategia empírica

El apartado anterior muestra que la desigualdad de la renta en España es esencialmente un fenómeno intra-grupos. La brecha entre las rentas medias de nacionales e inmigrantes apenas contribuye a la desigualdad total observada, que procede casi por completo de la dispersión de rentas dentro de cada colectivo. Ahora bien, esa dispersión interna no es igual en ambos colectivos. Los índices de Theil de los hogares nacionales y el de los inmigrantes difieren de forma apreciable, aunque el signo y la magnitud de esa diferencia no son siempre los mismos, ya que dependen del concepto de renta considerado y del año. En esta sección nos preguntamos qué hay detrás de esa brecha de desigualdad interna, y si obedece a diferencias observables en la composición de ambos colectivos, o a que unas mismas características se traducen en niveles distintos de dispersión de rentas en cada grupo.

Si la desigualdad en España fuese fundamentalmente un fenómeno entre-grupos, la pregunta relevante sería por qué difiere la renta media de nacionales e inmigrantes, y bastaría con la descomposición de Oaxaca-Blinder en su formulación habitual, definida sobre medias, para darle una respuesta. Siendo un fenómeno intra-grupos, en cambio, lo que hay que explicar no es una diferencia de medias, sino una diferencia en el grado de dispersión de la renta dentro de cada colectivo, lo que exige extender esa misma lógica a un estadístico de desigualdad como el índice de Theil. Aplicamos, por tanto, a dicho índice la descomposición de Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973; Blinder, 1973) en su extensión a estadísticos distribucionales generales de Firpo, Fortin y Lemieux (2009, 2018), basada en regresiones sobre la función de influencia recentrada (RIF). Este enfoque se ha convertido en el estándar de la literatura que descompone diferencias en medidas de desigualdad entre dos grupos de población o a lo largo del tiempo.<sup>23</sup>

---

<sup>23</sup> Ingwersen y Thomsen (2021) lo emplean para analizar la brecha salarial entre inmigrantes y nativos en Alemania, mientras que Giangregorio y Fana (2024) y Filauro *et al.* (2025) lo aplican a medidas de desigualdad, al índice de Gini de los salarios en Italia y al índice de Theil de la renta en el conjunto de la UE, respectivamente. No obstante, en estos dos últimos casos, la descomposición se realiza para dos momentos del tiempo y no para dos colectivos. Además, ambos trabajos utilizan los mismos microdatos de EU-SILC que empleamos aquí.

A continuación, presentamos primero los fundamentos de la regresión RIF y posteriormente la descomposición propiamente dicha.

### 5.1. Regresiones RIF

Sea  $\nu(F)$  un estadístico de la distribución de renta  $F$ , en nuestro caso el índice de Theil,  $\nu = \mathbb{E}[(Y/\mu)\ln(Y/\mu)]$ , donde  $\mu$  es la renta media. La función de influencia (Hampel, 1974) mide el efecto sobre el estadístico de una perturbación infinitesimal de la distribución en el punto  $y$ ,

$$\text{IF}(y; \nu, F) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \frac{\nu[(1 - \epsilon)F + \epsilon \Delta_y] - \nu(F)}{\epsilon},$$

y su versión recentrada se obtiene sumándole el valor del propio estadístico,  $\text{RIF}(y; \nu, F) = \nu(F) + \text{IF}(y; \nu, F)$ , de manera que  $\mathbb{E}[\text{RIF}(y; \nu, F)] = \nu(F)$ . Para el índice de Theil, la RIF admite la forma cerrada:

$$\text{RIF}(y; \nu) = \frac{y}{\mu} \ln\left(\frac{y}{\mu}\right) - (1 + \nu) \frac{y - \mu}{\mu}.$$

A diferencia de la RIF de un cuantil, esta expresión no exige estimar densidades. Basta sustituir  $\mu$  y  $\nu$  por sus valores muestrales ponderados, calculados por separado en cada grupo.

Puesto que la esperanza de la RIF reproduce el estadístico, la ley de esperanzas iteradas permite proyectarla sobre las covariables mediante una regresión por MCO,

$$\text{RIF}(y_h; \nu) = X_h' \beta + \varepsilon_h,$$

donde  $X_h$  recoge las características del hogar  $h$ . Los parámetros se interpretan como efectos parciales incondicionales (Firpo *et al.*, 2009). Miden el cambio esperado en el índice de Theil ante un incremento unitario en la media poblacional de la covariable de que se trate, o, para variables categóricas, ante un aumento de la proporción de hogares en esa categoría. No miden, por tanto, el efecto de la variable sobre la renta de un hogar concreto, sino sobre un estadístico de su distribución agregada.

### 5.2. Descomposición

Sean  $\nu_0$  y  $\nu_1$  los valores del índice para hogares nacionales e inmigrantes. Por tanto, la brecha que queremos explicar viene dada por la diferencia entre dichos valores:

$$\Delta_O = \nu_0 - \nu_1,$$

de modo que un valor negativo indica que la desigualdad interna es mayor entre los hogares inmigrantes. Para separar los factores que explican la diferencia, se considera un escenario contrafactual: la distribución de renta que tendrían los hogares nacionales si mantuvieran su propia estructura de rentas, pero presentarían la distribución de características observables de los hogares inmigrantes.  $\nu_C$  denota el índice de Theil calculado sobre esa distribución contrafactual.

$$\Delta_O = (v_0 - v_C) + (v_C - v_1) \equiv \Delta_X + \Delta_S,$$

donde  $\Delta_X$  es el efecto composición, que compara dos poblaciones con la misma estructura de rentas y distinta composición (distribución de características), y  $\Delta_S$  el efecto estructura, que compara dos poblaciones con la misma composición y distinta estructura de rentas.

El contrafactual se obtiene por reponderación (DiNardo *et al.*, 1996), estimando un logit del estatus migratorio sobre las covariables, y reponderando a los hogares nacionales por el cociente de propensiones  $\hat{p}(X)/[1 - \hat{p}(X)]$ , de forma que su distribución de características replique la de los hogares inmigrantes. Esta etapa no impone forma funcional alguna, por lo que  $\Delta_X$  y  $\Delta_S$  se estiman de manera consistente.

Las regresiones RIF permiten después descomponer los efectos composición y estructura de la contribución de cada variable. Denotando por  $\hat{\beta}^{(0)}$ ,  $\hat{\beta}^{(1)}$  y  $\hat{\beta}^{(C)}$  los coeficientes estimados en las muestras de nacionales, inmigrantes y contrafactual, y por  $\bar{X}_g$  los correspondientes vectores de medias, los términos puros son<sup>24</sup>:

$$\Delta_{X,p} = (\bar{X}_0 - \bar{X}_1)' \hat{\beta}^{(0)} \quad (\text{composición detallada})$$

$$\Delta_{S,p} = \bar{X}_1' (\hat{\beta}^{(C)} - \hat{\beta}^{(1)}) \quad (\text{estructura detallada})$$

donde en el primero se ha empleado que, por construcción de la reponderación,  $\bar{X}_C \simeq \bar{X}_1$ . La contribución de cada covariable  $k$  a uno y otro efecto es, respectivamente,  $(\bar{X}_{0,k} - \bar{X}_{1,k}) \hat{\beta}_k^{(0)}$  y  $\bar{X}_{1,k} (\hat{\beta}_k^{(C)} - \hat{\beta}_k^{(1)})$ . La descomposición completa adopta, así, la forma:

$$\Delta_O = (\Delta_{X,p} + \Delta_{X,e}) + (\Delta_{S,p} + \Delta_{S,e}),$$

siendo el primer paréntesis el efecto composición y el segundo el efecto estructura.  $\Delta_{X,e}$  y  $\Delta_{S,e}$  son residuos, que tienen lecturas distintas (ambos se reportarán en los cuadros de resultados). El error de especificación,  $\Delta_{X,e}$ , mide cuánto se aparta el efecto composición obtenido por agregación de las regresiones RIF del estimado por reponderación, y refleja que las primeras solo aproximan a primer orden el efecto de cambios en la distribución de cada covariable (Rothe, 2015). El error de reponderación,  $\Delta_{S,e}$ , mide en qué medida la reponderación ha conseguido igualar efectivamente la distribución de características del contrafactual a la de los inmigrantes, y tiende a cero al aumentar el tamaño muestral. Lo deseable es que ninguno de los dos resulte significativamente distinto de cero.

### 5.3. Implementación

La especificación principal utilizada agrupa los cuatro años analizados en una única descomposición para cada concepto de renta (RMA y RMAP). De este modo, podemos comparar cómo cambian los efectos de composición y de estructura según se emplee la RMA

<sup>24</sup> Firpo *et al.* (2018) utilizan los términos *pure composition effect* y *pure structure effect* para distinguirlos de los efectos totales con residuos incluidos.

o la RMAP. A partir de esa especificación exploramos la robustez y las diferencias temporales del resultado en cuatro direcciones.<sup>25</sup>

En primer lugar, replicamos la descomposición para cada uno de los cuatro años del periodo muestral (2008, 2013, 2019 y 2025), lo que permite comprobar si el peso relativo de los efectos composición y estructura es estable en el tiempo, o responde, por el contrario, a la coyuntura económica. El periodo muestral comprende fases del ciclo económico con características muy distintas: el inicio de la crisis financiera, su fase más aguda, la recuperación previa a la pandemia, y el crecimiento posterior a la Covid-19. En todos ellos, la propia evolución de los flujos migratorios ha presentado características muy diferentes.

En segundo lugar, dado el muy distinto peso de los jubilados en cada colectivo, restringimos la muestra a hogares cuyo sustentador principal se encuentra en edad de trabajar, excluyendo así a los jubilados de ambos grupos. Esta comprobación permite analizar si la brecha de desigualdad persiste una vez eliminado el efecto previsible de las diferencias en la composición por edad. Además, complementa la comparación de los resultados obtenidos con la RMA y la RMAP por una vía distinta: mientras que la RMAP incorpora las pensiones como renta de mercado, esta restricción elimina directamente de la muestra a quienes las perciben, sin modificar la definición de la renta. Dado que el objetivo es comprobar si, mediante esta restricción muestral, los resultados obtenidos con la RMA se aproximan a los observados con la RMAP, tanto esta comprobación como la del párrafo siguiente se realizan únicamente para la RMA.

En tercer lugar, dado que, incluso dentro de la población en edad de trabajar, los nacionales siguen concentrándose en tramos de mayor edad que los inmigrantes, y, por tanto, previsiblemente con mayor antigüedad y trayectorias laborales más dilatadas, restringimos también la muestra a sustentadores principales menores de 45 años (la edad mediana de los inmigrantes), para homogeneizar la posición de ambos colectivos a lo largo del ciclo de vida laboral.

En cuarto lugar, comprobamos la sensibilidad de los resultados a la forma en que se introducen la educación y el sector de actividad, y precisamos qué categorías explican su contribución. En la especificación principal, la educación se recoge mediante un indicador de educación superior y el sector de actividad mediante una única variable, lo que resume en un solo coeficiente la contribución de categorías cualitativamente distintas. Por ello, reestimamos la descomposición para la RMA y la RMAP sustituyendo ambas variables por conjuntos completos de variables binarias: cuatro niveles educativos (sin estudios o primaria; secundaria de primera etapa; secundaria de segunda etapa y postsecundaria no superior; y educación superior) y cinco categorías sectoriales (agricultura, industria, construcción, servicios y sin sector asignado).

El vector de características, definidas siempre sobre el principal perceptor de renta del hogar, incluye la edad y su cuadrado, el sexo, un indicador de educación superior, la situación respecto de la actividad (desempleado, jubilado, asalariado, autónomo y emprendedor) y el sector de

---

<sup>25</sup> Todas las estimaciones se han realizado con las rutinas para regresiones RIF y descomposiciones RIF desarrolladas por Ríos-Avila (2020)

actividad, junto con efectos fijos de año. El mismo conjunto de variables se emplea en el logit de la reponderación.<sup>26</sup>

Todas las estimaciones incorporan los factores de elevación poblacional de la ECV y excluyen los hogares con renta por unidad de consumo no positiva, para los que el índice de Theil no está definido.

## 6. Resultados

### 6.1. La descomposición RIF-Oaxaca-Blinder

Los resultados de la descomposición RIF-Oaxaca-Blinder permiten precisar el origen de la brecha de desigualdad intra-grupo documentada en la sección tres, y determinar si esa brecha refleja diferencias observables en la composición de ambos colectivos o diferencias en cómo esas mismas características se traducen en dispersión de renta dentro de cada uno.

El Cuadro 11 recoge la descomposición agregada para las dos definiciones de renta. En el caso de la RMA, el índice de Theil es superior entre los hogares nacionales ( $v_0 = 0,403$ ) que entre los inmigrantes ( $v_1 = 0,328$ ), tal y como se explica en la sección 3.

**Cuadro 11. Descomposición agregada**

|             | $v_0$               | $v_1$               | $v_c$               | $\Delta_o$           | $\Delta_x$          | $\Delta_s$           | N nac. | N inm. |
|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|--------|--------|
| <b>RMA</b>  | 0,403***<br>(0,003) | 0,328***<br>(0,011) | 0,291***<br>(0,002) | 0,076***<br>(0,011)  | 0,112***<br>(0,004) | -0,036***<br>(0,011) | 54.283 | 6.009  |
| <b>RMAP</b> | 0,276***<br>(0,002) | 0,310***<br>(0,010) | 0,267***<br>(0,002) | -0,035***<br>(0,010) | 0,008***<br>(0,003) | -0,043***<br>(0,010) | 59.909 | 6.216  |

*Nota: descomposición RIF-Oaxaca del índice de Theil por condición de inmigrante, reponderada (Reweighted). RMA = renta de mercado; RMAP = renta de mercado más pensiones.  $v_0$  = nacionales,  $v_1$  = inmigrantes,  $v_c$  = contrafactual.  $\Delta_o = v_0 - v_1$  (brecha total);  $\Delta_x$  = efecto composición;  $\Delta_s$  = efecto estructura. Errores estándar por bootstrap (500 repeticiones). \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ .*

Para separar en qué medida esta brecha obedece a que ambos colectivos difieren en su composición observable, o a que unas mismas características generan distinta dispersión de renta dentro de cada uno, se recurre, como se explicó en la Sección 5.2, a una distribución contrafactual, en la que  $v_c$  es el índice de Theil que presentarían los hogares nacionales si conservasen su propia estructura de rentas, pero presentarían la distribución de características observables de los inmigrantes.

<sup>26</sup> *Edad* es la edad en años y *Edad*<sup>2</sup> su cuadrado. *Mujer* toma valor 1 si el sustentador principal es mujer. *Educación superior* toma valor 1 si ha completado estudios superiores y 0 en caso contrario. *Desempleado*, *Jubilado*, *Asalariado*, *Autónomo* y *Emprendedor* son indicadores binarios de la situación del sustentador principal respecto de la actividad. *Sector de actividad* distingue entre agricultura y pesca (1), industria (2), construcción (3) y servicios (4), y toma valor 0 cuando no hay sector asignado.

Para la RMA este contrafactual es  $v_c = 0,291$ , un valor incluso inferior al Theil observado tanto en nacionales (0,403) como en inmigrantes (0,328). Si los hogares nacionales presentaran la distribución de características observables de los inmigrantes, pero conservaran su propia estructura de rentas, su desigualdad interna caería incluso por debajo de la que de hecho presenta el colectivo inmigrante. De ahí que el efecto composición,  $\Delta_x = 0,112$ , sea mayor que la propia brecha observada, mientras que el efecto estructura,  $\Delta_s = -0,036$ , opere en sentido contrario, compensando parcialmente el efecto de la composición.

En otras palabras, la brecha de desigualdad interna entre ambos colectivos para la RMA es, ante todo, un fenómeno de composición. Pesa mucho más el hecho de que los dos grupos difieran en las características observables incluidas en el modelo (edad, sexo, educación, situación laboral y sector) que la forma en que esas mismas características se traducen en dispersión de renta dentro de cada uno. El canal más plausible es la jubilación. Los hogares nacionales tienen entre un 25 % y un 31 % de sustentadores principales jubilados frente al 7-9 % de los inmigrantes (Cuadro 5) y, al no computarse las pensiones en la RMA, esos hogares registran una renta de mercado próxima a cero, lo que ensancha su distribución.

El panorama cambia de forma sustancial cuando se emplea la RMAP. Ahora el índice Theil de los nacionales,  $v_0 = 0,276$ , es inferior al de los inmigrantes,  $v_1 = 0,310$ , a diferencia de lo que ocurría con la RMA, y siendo el contrafactual,  $v_c = 0,267$ , de nuevo el valor más bajo de los tres. Por tanto, es ahora el colectivo inmigrante el que presenta mayor desigualdad interna. Al incorporar las pensiones, la renta de los hogares nacionales jubilados deja de estar próxima a cero, comprimiendo la cola baja de su distribución, mientras que el colectivo inmigrante, con una proporción de jubilados muy inferior, apenas se ve afectado por este cambio. En paralelo, el efecto composición se reduce considerablemente, de 0,112 en la RMA a 0,008 en la RMAP, lo que sugiere que buena parte de lo que la composición explicaba en la RMA estaba asociado a la distinta proporción de jubilados entre ambos colectivos, un componente que prácticamente desaparece cuando la renta incorpora también las pensiones. El efecto estructura, en cambio, apenas varía entre las dos definiciones de renta (-0,036 y -0,043), lo que apunta a un componente estructural de la brecha relativamente estable y ajeno al canal de las pensiones.

En conjunto, la imagen se invierte respecto a la RMA. Una vez que las pensiones forman parte de la renta, la brecha deja de ser principalmente un fenómeno de composición y pasa a explicarse, ante todo, por la estructura. Es decir, ya no por qué características tiene cada colectivo, sino por el distinto efecto que esas mismas características tienen sobre la dispersión de la renta dentro de cada uno.

El Cuadro 12 desagrega estos resultados por variable, distinguiendo su contribución al efecto composición (panel A) y al efecto estructura (panel B). Ambos paneles se leen como sumandos de  $\Delta_0 = (v_0 - v_1)$ . Un signo positivo indica que ese término contribuye a aumentar  $\Delta_0$ , operando en la dirección de una mayor desigualdad relativa de los nacionales; un signo negativo contribuye a reducirlo (o a hacerlo más negativo), operando en la dirección de una mayor

desigualdad relativa de los inmigrantes.<sup>27</sup> En el panel de composición esto refleja el peso de la característica en cada colectivo ( $\bar{X}_0$  frente a  $\bar{X}_1$ ); en el panel de estructura refleja cómo esa misma característica se traduce en dispersión de renta dentro de cada grupo ( $\hat{\beta}^{(c)}$  frente a  $\hat{\beta}^{(1)}$ ), manteniendo fija la composición del colectivo inmigrante. Antes de entrar en el detalle, conviene señalar que ni el error de especificación (panel A) ni el error de reponderación (panel B) son significativos en ninguna de las dos rentas, lo que respalda tanto la aproximación lineal de la RIF como el ajuste logrado por la reponderación.

## Cuadro 12. Contribución de cada variable a los efectos composición y estructura

### Panel A. Efecto composición ( $\Delta_X$ )

|                                                        | RMA                  | RMAP                 |
|--------------------------------------------------------|----------------------|----------------------|
| <b>Total</b>                                           | 0,116***<br>(0,002)  | 0,005***<br>(0,002)  |
| <b>Edad</b>                                            | -0,188***<br>(0,010) | 0,005<br>(0,009)     |
| <b>Edad<sup>2</sup></b>                                | 0,270***<br>(0,011)  | 0,027***<br>(0,009)  |
| <b>Mujer</b>                                           | -0,000***<br>(0,000) | -0,001***<br>(0,000) |
| <b>Educación Superior</b>                              | -0,000<br>(0,000)    | 0,001***<br>(0,000)  |
| <b>Desempleado</b>                                     | -0,014***<br>(0,001) | -0,010***<br>(0,001) |
| <b>Jubilado</b>                                        | 0,024***<br>(0,002)  | -0,045***<br>(0,002) |
| <b>Asalariado</b>                                      | -0,002***<br>(0,001) | 0,002***<br>(0,001)  |
| <b>Autónomo</b>                                        | 0,000<br>(0,000)     | -0,000<br>(0,000)    |
| <b>Emprendedor</b>                                     | 0,002***<br>(0,000)  | 0,001***<br>(0,000)  |
| <b>Sector de Actividad</b>                             | 0,022***<br>(0,001)  | 0,026***<br>(0,001)  |
| <b>Error especificación, <math>\Delta_{X,e}</math></b> | -0,004<br>(0,004)    | 0,003<br>(0,003)     |

### Panel B. Efecto estructura ( $\Delta_S$ )

|              | RMA                  | RMAP                 |
|--------------|----------------------|----------------------|
| <b>Total</b> | -0,038***<br>(0,011) | -0,044***<br>(0,010) |
| <b>Edad</b>  | -0,727***<br>(0,254) | -0,485**<br>(0,225)  |

<sup>27</sup>  $\Delta_0$ ,  $\Delta_X$  y  $\Delta_S$  son sumas:  $\Delta_0 = \Delta_X + \Delta_S$ , y cada uno de ellos es, a su vez, la suma de las contribuciones de cada covariable más el término de error correspondiente. El signo de cada contribución indica si, manteniendo el resto constante, ese término aumenta (+) o reduce (-) el valor final de  $\Delta_0$ .

|                                                       | <b>RMA</b>           | <b>RMAP</b>          |
|-------------------------------------------------------|----------------------|----------------------|
| <b>Edad<sup>2</sup></b>                               | 0,365***<br>(0,129)  | 0,231**<br>(0,116)   |
| <b>Mujer</b>                                          | 0,010<br>(0,008)     | 0,015*<br>(0,008)    |
| <b>Educación Superior</b>                             | -0,034***<br>(0,007) | -0,035***<br>(0,007) |
| <b>Desempleado</b>                                    | 0,013**<br>(0,006)   | 0,011*<br>(0,005)    |
| <b>Jubilado</b>                                       | -0,001<br>(0,003)    | 0,001<br>(0,005)     |
| <b>Asalariado</b>                                     | -0,042<br>(0,043)    | -0,029<br>(0,038)    |
| <b>Autónomo</b>                                       | -0,002<br>(0,006)    | -0,003<br>(0,006)    |
| <b>Emprendedor</b>                                    | 0,002<br>(0,009)     | 0,005<br>(0,008)     |
| <b>Sector de Actividad</b>                            | -0,008<br>(0,029)    | -0,013<br>(0,026)    |
| <b>Constante</b>                                      | 0,404***<br>(0,138)  | 0,269**<br>(0,121)   |
| <b>Error reponderación, <math>\Delta_{S,e}</math></b> | 0,001<br>(0,002)     | 0,001<br>(0,002)     |

*Nota: Contribución de cada variable al efecto composición y al efecto estructura de la descomposición RIF-Oaxaca del Theil, modelos agrupados (todos los años). RMA = renta de mercado; RMAP = renta de mercado más pensiones. Errores estándar por bootstrap (500 repeticiones). Efectos fijos de año incluidos. \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ .*

En el panel de composición, la variable *Jubilado* es la que experimenta el mayor vuelco entre las dos rentas. Contribuye positivamente (+0,024) en el caso de la RMA y negativamente (-0,045) en el de la RMAP, y es la única cuyo cambio de signo tiene una magnitud relevante en todo el panel A. En el caso de la RMA, que los hogares nacionales presenten un porcentaje mayor de sustentadores principales jubilados aumenta su desigualdad interna, porque muchos de esos hogares registran una renta de mercado nula o muy baja ( $RMA \approx 0$ ) y ensanchan la parte inferior de la distribución. Con la RMAP ocurre lo contrario. Al considerar la pensión como un salario diferido, esos hogares dejan de situarse en rentas próximas a cero y se aproximan a la media, de modo que un mayor porcentaje de jubilados ya no ensancha la distribución de los hogares nacionales, sino que la comprime. En definitiva, la misma diferencia demográfica, un porcentaje mayor de jubilados entre los hogares nacionales, explica que la desigualdad interna de este colectivo resulte mayor que la de los inmigrantes cuando se mide con la RMA, y menor cuando se mide con la RMAP.

Sumando los coeficientes de la *Edad* y la *Edad<sup>2</sup>*, la contribución conjunta de la edad al efecto composición es de 0,082 en el caso de la RMA (-0,188+0,270) y de 0,032 en el de la RMAP (0,005+0,027). Por tanto, el efecto se reduce en torno a un 61 %, aunque mantiene el signo positivo en las dos variables de renta. Esta caída en la contribución de la edad al pasar de la

RMA a la RMAP es coherente con que buena parte de lo que esta variable captaba en la RMA era, muy probablemente, el propio efecto de la jubilación, por lo que su contribución pierde peso en cuanto la pensión se incorpora a la renta. El signo positivo que mantiene la edad en la especificación para la RMAP refleja que la distribución de edades de ambos colectivos es muy distinta. Los sustentadores principales nacionales cubren un rango de edad más amplio y más envejecido que el de los inmigrantes, concentrados en edades centrales, lo que por sí solo genera más dispersión dentro del grupo nacional por la vía del propio ciclo de vida laboral, por la reducción de ingresos asociado al paso a la jubilación, más allá del efecto puramente discreto de estar o no jubilado.

La variable *Sector de actividad* contribuye positivamente y con una magnitud parecida en las dos rentas (0,022 en la RMA y 0,026 en la RMAP). El signo positivo indica que la distinta distribución sectorial de ambos colectivos, examinada en el Cuadro 6, aumenta la desigualdad interna de los hogares nacionales. La distribución de la renta de los ocupados tanto nacionales como inmigrantes es la misma, independientemente de la incorporación o no de las pensiones, por lo que la contribución de esta variable al efecto composición con ambas medidas de la renta es muy similar. Lo que separa a los dos grupos en esta dimensión no es tanto su reparto entre ramas productivas, como el peso de los sustentadores principales sin sector de actividad asignado, un 42,5 % en los hogares nacionales frente a un 24,0 % en los inmigrantes (Cuadro 6). Se trata mayoritariamente de personas que no ejercen una actividad económica y que, por tanto, registran rentas de mercado bajas, ensanchando la parte inferior de la distribución nacional

La variable *Desempleado*, en cambio, contribuye negativamente en ambas rentas ( $-0,014$  en la RMA y  $-0,010$  en la RMAP). La mayor incidencia del paro entre los inmigrantes separa, dentro de este colectivo, a los hogares con rentas del trabajo de aquellos con rentas de mercado nulas o muy reducidas, lo que eleva su desigualdad interna y estrecha la brecha con los nacionales. El resto de las variables resultan, en su mayoría, estadísticamente significativas, pero sus coeficientes no superan unas pocas milésimas en ninguna de las dos rentas, por lo que apenas tienen peso económico en la descomposición.

En el panel B, donde se recoge la explicación del efecto estructura, podemos observar cambios importantes en el signo y el protagonismo de algunas de las variables explicativas. Así, las dos variables ligadas a la edad (*Edad* y *Edad<sup>2</sup>*) también son significativas en la explicación del efecto estructura, si bien en este caso, el signo de su suma es negativo, apuntando a que la edad, por esta vía, contribuye a explicar un mayor índice de Theil del colectivo inmigrante:  $-0,362$  en la RMA ( $-0,727+0,365$ ) y  $-0,254$  en la RMAP ( $-0,485+0,231$ ). La lógica de este resultado es que el retorno de la experiencia o antigüedad en el mercado de trabajo no se traduce igual para ambos colectivos, en la medida en que la trayectoria laboral previa a la migración no siempre se reconoce ni se remunera de la misma forma que la acumulada por los nacionales, lo que puede aplanar la progresión de renta asociada a la edad entre los inmigrantes. Por otra parte, la variable *Educación Superior* es la que emerge como uno de los factores más robustos, con un coeficiente prácticamente idéntico en las dos rentas ( $-0,034$  en la RMA y  $-0,035$  en la RMAP). Puesto que la composición educativa apenas difiere entre colectivos, este resultado negativo tan similar para ambas rentas no debe interpretarse, en ningún caso, como resultado

de una diferencia en el acceso a la educación superior entre ambos colectivos, sino como el efecto de una diferencia en su retorno. El mismo título no se traduce en la misma posición dentro de la distribución de renta del propio grupo. Es un resultado coherente con la dificultad de homologación de titulaciones extranjeras y con la probable segmentación laboral que ubica a una parte de los inmigrantes con estudios superiores hacia puestos por debajo de su nivel de cualificación, de modo que el título deja de operar, en su caso, como un mecanismo diferenciador de renta al mismo nivel que para los nacionales, fenómeno que la literatura de economía laboral de la inmigración ha documentado como sobrecualificación o *brain waste*.<sup>28</sup> También es coherente con la posible existencia de discriminación salarial en contra del colectivo inmigrante. Finalmente, la variable *Jubilado*, deja de ser significativa en la explicación del efecto estructura en las dos rentas, lo que sugiere que, condicionado a estar jubilado, el sistema de pensiones genera una dispersión de renta similar en ambos colectivos. La diferencia entre grupos está en la facilidad de acceso a un nivel concreto de renta, no en cómo se distribuye. El resto de covariables no resultan significativas en el panel del efecto estructura en ninguna de las dos rentas. Por tanto, la explicación del efecto estructura de la especificación agregada descansa, en la práctica, sobre las variables de la edad y la educación superior.

En conjunto, estos resultados sugieren que la brecha de desigualdad intra-grupo entre nacionales e inmigrantes obedece a mecanismos distintos según se considere o no la pensión de jubilación en la medida de renta considerada, y que ese cambio está mediatizado casi por completo por la muy distinta proporción de jubilados en cada colectivo. Al margen de ese canal, sin embargo, existe un componente estructural estable, en el que la educación superior desempeña un papel central. No porque nacionales e inmigrantes difieran mucho en su acceso a ella, sino porque su efecto sobre la desigualdad interna de cada grupo no es el mismo.

Así, cuando analizamos la RMA, nuestros resultados apuntan a que la mayor desigualdad intra-grupo del colectivo nacional ( $\Delta_O = 0,076$ ) viene explicada por un efecto composición claramente positivo ( $\Delta_X = 0,112$ ), que, a su vez, viene explicado fundamentalmente por la edad (0,082), el estatus de jubilado del sustentador principal (0,024) y el sector de actividad (0,022). El efecto estructura, sin embargo, es negativo ( $\Delta_S = -0,036$ ), porque la edad contribuye a explicar un mayor índice de Theil del colectivo inmigrante (-0,362), posiblemente porque la trayectoria laboral previa a la migración no siempre se reconoce ni se remunera de la misma forma que la acumulada por los nacionales, y porque a igual nivel de educación superior el colectivo inmigrante, obtiene una diferencia negativa en su retorno, respecto al colectivo nacional (-0,034 de contribución a la diferencia de índices de Theil).

Por su parte, cuando analizamos la RMAP, nuestros resultados apuntan a que la mayor desigualdad intra-grupo del colectivo inmigrante ( $\Delta_O = -0,035$ ) viene explicada por un efecto composición ligeramente positivo ( $\Delta_X = 0,008$ ), que, a su vez, viene explicado

---

<sup>28</sup> La sobrecualificación de los inmigrantes está ampliamente documentada. Mattoo *et al.* (2008) muestran que lo que no se transfiere entre países es precisamente la educación superior, no los niveles educativos inferiores; Sanromá *et al.* (2015) analizan para España la portabilidad del capital humano de los inmigrantes según su origen geográfico desde la perspectiva de la sobreeducación; y Dalmonte *et al.* (2024), con la EU-LFS, encuentran que la mayor incidencia de sobreeducación entre los inmigrantes se mantiene con el tiempo, sobre todo entre quienes obtuvieron su titulación en el extranjero.

fundamentalmente por la edad (0,032), el estatus de jubilado del sustentador principal (-0,045) y el sector de actividad (0,026). El efecto estructura es negativo ( $\Delta_S = -0,043$ ) y de una magnitud muy parecida a la de la RMA, con una explicación también muy similar basada en contribuciones negativas de la edad (-0,254) y del retorno del nivel de educación (-0,035).

## 6.2. *Análisis de robustez*

Tal y como se explicó en el apartado 5.3, en esta subsección vamos a chequear la robustez de nuestros resultados en cuatro direcciones. Primero, repetimos la descomposición año a año, para distinguir si el reparto entre composición y estructura es un rasgo estable o responde a la coyuntura del ciclo económico y a los propios flujos migratorios. Segundo, restringimos la muestra a la población en edad de trabajar, para aislar el papel de los jubilados por una vía distinta a la de cambiar la definición de renta. En vez de incorporar la pensión (RMAP), se elimina directamente a quienes la perciben. Tercero, acotamos la muestra a menores de 45 años, para homogeneizar la posición de ambos colectivos en el ciclo vital, dado que incluso dentro de la población activa, los hogares nacionales siguen concentrándose en tramos de edad más avanzados que los inmigrantes y, por tanto, con salarios medios más altos, dado el perfil de ingresos a lo largo del ciclo vital. Cuarto, sustituimos el indicador de educación superior y la variable de sector de actividad por conjuntos completos de variables binarias, para comprobar que los resultados no dependen de su especificación y precisar qué categorías explican su contribución.

La descomposición realizada para cada año confirma que los resultados de los Cuadros 11 y 12 no son consecuencia de la agrupación de los cuatro años en una única muestra. En la RMA (Cuadro A.5, en el Apéndice), la brecha en el índice de Theil entre hogares nacionales e inmigrantes,  $\Delta_O$ , es positiva de forma sistemática en los cuatro años analizados, lo que indica que la mayor desigualdad del colectivo nacional es una característica persistente de la economía española.<sup>29</sup> Además, el efecto composición explica la mayor parte de esa brecha en cada uno de los años, sin excepción. En cambio, el efecto estructura es reducido y de signo negativo en los cuatro ejercicios, aunque solo alcanza significatividad estadística en el 2019. En conjunto, estos resultados muestran que el patrón observado con la muestra total en el Cuadro 11, según el cual la brecha en la RMA se explica casi exclusivamente por las diferencias en la composición de ambos colectivos, es robusto a lo largo del tiempo y no depende del momento del ciclo económico en que se realice la estimación, ni de los cambios en los flujos migratorios.

En la RMAP (Cuadro A.6), el panorama es más matizado y revela una evolución temporal que la estimación agregada no permite apreciar. La inversión del signo de  $\Delta_O$  respecto a la RMA, es decir, el paso de una mayor desigualdad entre la población nacional a una mayor desigualdad entre la inmigrante no está presente desde el inicio del período analizado, sino que se consolida gradualmente. En 2008 la brecha en la RMAP es prácticamente nula, aunque positiva y no significativa; en 2013 ya pasa a ser negativa, pero sigue sin alcanzar significatividad estadística;

---

<sup>29</sup> Es significativa todos los años salvo en 2013, lo que puede ser un reflejo de la excepcional volatilidad de las rentas dentro del colectivo inmigrante en el peor momento de la crisis financiera española.

y en 2019 y 2025 es negativa y estadísticamente significativa, reproduciendo el resultado obtenido en la especificación agregada. Esta evolución va acompañada de un cambio en la importancia relativa de los dos componentes de la descomposición. El efecto composición es positivo y significativo en 2008 y 2019, mientras que en 2013, aunque positivo, no resulta significativo. En 2025 vuelve a perder la significatividad y es el efecto estructura el que explica prácticamente toda la brecha. En consecuencia, una vez incorporadas las pensiones, el paso de una mayor desigualdad interna entre los nacionales a una mayor desigualdad interna entre los inmigrantes no solo es más reciente de lo que sugiere la muestra agrupada (Cuadro 11), sino que responde también a un cambio en los factores que explican la brecha. Mientras que inicialmente las diferencias de composición seguían desempeñando un papel relevante, en 2025 la brecha pasa a ser esencialmente de naturaleza estructural.

A nivel de variables (paneles A y B de los Cuadros A.5 y A.6), el cambio más llamativo dentro de la explicación del efecto composición es el de la variable *Jubilado*, cuyo papel se invierte por completo entre 2008 y 2025. En la RMA pierde peso de forma abrupta. Pasa de contribuciones significativas de entre 0,029 y 0,040 entre 2008 y 2019 a un 0,004 no significativo en 2025. En la RMAP ocurre justo lo contrario. Parte de un valor prácticamente nulo en 2008 ( $-0,004$ , no significativo) y gana fuerza hasta un  $-0,090$  en 2025, la contribución más alta de toda la serie, aunque de signo negativo. A nuestro juicio, estos resultados implican que, entre principio y fin de período, el sistema de pensiones español refuerza su papel como un elemento reductor de la desigualdad de los hogares nativos en la economía española. El vuelco no responde a una convergencia demográfica entre colectivos, pues, aunque el Cuadro 5 muestra que la brecha en la proporción de jubilados entre nacionales e inmigrantes se amplía de 18 a 24 puntos entre 2008 y 2025, dicha evolución está dada, principalmente, por el aumento proporcional de la población nativa jubilada, incentivado por la mejora en la ratio de cobertura a que ha dado lugar los cambios legislativos recientes del sistema de pensiones. Por otra parte, resulta perfectamente posible que el resultado refleje un cambio en cómo dicho aumento se traduce en menor dispersión de renta, probablemente ligado a la revalorización de las pensiones desde 2021 y a la creciente compatibilización de pensión y renta de mercado entre los jubilados nacionales. Al mismo tiempo, la variable *Asalariado* gana protagonismo justo en el año 2025, tanto en la explicación del efecto composición de la RMA como de la RMAP. Dado el escaso peso de la variable en los años anteriores, resulta complicado elucubrar qué puede haber detrás de este resultado, ya que, como vimos en el Cuadro 5, justo en ese año la variable sufrió un cambio de definición, respecto a los años precedentes.

En el panel de estructura, la Variable de *Educación superior* vuelve a proporcionar el resultado más robusto. Mantiene el mismo signo negativo en los cuatro años y en las dos rentas, aunque pierde significatividad en 2013. La estabilidad del signo a lo largo de todo el periodo, más allá de que la significatividad puntual fluctúe de un año a otro, refuerza la lectura de que el distinto retorno de la educación superior entre nacionales e inmigrantes es un rasgo estructural del mercado de trabajo español, y no una particularidad de un año concreto.

El segundo y tercer ejercicio de robustez se realizan únicamente sobre la RMA (Cuadros A.7 y A.8), ya que su objetivo es aislar el papel de las variables de la edad y del estatus de jubilado por una vía distinta a la de cambiar la definición de renta. En ambos casos, es decir,

restringiendo la muestra a la población en edad de trabajar y acotándola a solo menores de 45 años, el signo de la brecha se invierte respecto a la muestra completa:  $\Delta_0$  pasa a ser negativo ( $-0,040$  en el primer caso y  $-0,066$  en el segundo). Es decir, una vez excluidos los jubilados y homogeneizada la posición de los sustentadores principales en el ciclo vital, son los inmigrantes quienes presentan mayor desigualdad interna, en lugar de los nativos.

El cambio más relevante es que el efecto composición pierde casi todo su peso. De explicar la mayor parte de la brecha en la muestra completa, pasa a un valor casi irrelevante en el primer ejercicio ( $0,002$ ) y cambia de signo en el segundo ( $-0,020$ ). Esto confirma que la composición demográfica, fundamentalmente la mayor proporción de jubilados entre los hogares nacionales, era el principal motor que explicaba que su desigualdad intra-grupo fuera mayor en la muestra completa. En ambas submuestras es ahora el efecto estructura el que domina la brecha en magnitud, es decir, la diferencia relevante entre nacionales e inmigrantes ya no está en qué características tiene cada colectivo, sino en cómo esas mismas características se traducen en dispersión de renta dentro de cada uno de ellos.

En la explicación del efecto estructura, la educación superior sigue siendo, como en la especificación agrupada, uno de los factores más robustos y de magnitud prácticamente idéntica para ambas submuestras ( $-0,035$  en población en edad de trabajar,  $-0,029$  en menores de 45), reforzando la lectura de que el problema no es el acceso a la educación superior, sino su distinto retorno. Junto a la educación, en la submuestra de menores de 45 emerge con fuerza la condición de asalariado ( $-0,117$ ), que no alcanzaba significatividad en la especificación general. Esto sugiere que, entre los trabajadores más jóvenes, ser asalariado por cuenta ajena genera más dispersión de renta dentro del colectivo inmigrante. Un resultado compatible con una relación laboral más heterogénea y precaria (por ejemplo, por contratos temporales o por una mayor rotación) entre los asalariados inmigrantes más jóvenes que entre los nacionales en la misma situación, reforzando nuestras conclusiones previas de un grado muy importante de segmentación del mercado laboral español, en el que los inmigrantes forman parte importante del segmento inferior.

Por último, el Cuadro A.9 recoge la descomposición cuando la educación y el sector de actividad se introducen mediante conjuntos completos de variables binarias. Los resultados agregados apenas varían respecto a los del Cuadro 11. La brecha observada es la misma en ambas rentas ( $0,076$  en la RMA y  $-0,035$  en la RMAP). En la RMA, el efecto composición ( $0,109$ ) sigue superando a dicha brecha y el efecto estructura continúa siendo negativo ( $-0,034$ ). En la RMAP, el efecto composición vuelve a ser muy reducido ( $0,008$ ) y el efecto estructura ( $-0,043$ ) explica la mayor desigualdad interna del colectivo inmigrante. El reparto entre composición y estructura no depende, por tanto, de cómo se especifiquen estas dos variables.

Al desagregar la educación, la educación superior mantiene una contribución negativa y significativa al efecto estructura, de magnitud similar a la de la especificación principal ( $-0,030$  en la RMA y  $-0,031$  en la RMAP). Surge, además, una contribución positiva de los niveles educativos bajos, concretamente de la secundaria de primera etapa ( $0,010$  en ambas rentas). Es decir, entre los inmigrantes este nivel educativo genera menos dispersión de renta que entre los nacionales. Esto es coherente con que los inmigrantes con estudios de secundaria de primera etapa se concentren en empleos poco cualificados y de salarios similares (logística, hostelería

o cuidados, por ejemplo), con independencia de que su titulación se reconozca o no, lo que comprime su distribución. Con la educación superior, como se ha explicado anteriormente, ocurre lo contrario: el título solo se traduce en mayores rentas para quienes consiguen que se reconozca, lo que amplía la dispersión dentro del colectivo inmigrante.

En cuanto al sector de actividad, la desagregación confirma que lo relevante no es el reparto entre ramas productivas, sino el peso de los sustentadores principales sin sector asignado, cuya contribución al efecto composición (0,045 en la RMA y 0,048 en la RMAP) supera con diferencia a la del resto de categorías sectoriales, que no pasan de unas pocas milésimas. Como contrapartida, la contribución de la variable Jubilado al efecto composición cambia de signo en la RMA (-0,012, frente a 0,024 en el Cuadro 12) y se hace más negativa en la RMAP (-0,077, frente a -0,045). Dado que los jubilados forman parte del colectivo sin sector asignado, al introducir esta categoría por separado pasa a recoger buena parte de lo que antes captaba la variable Jubilado. Se trata, por tanto, de un reparto distinto entre dos variables estrechamente relacionadas, no de un cambio en el diagnóstico.

## **7. Conclusiones**

Este trabajo ha pretendido cubrir un hueco existente en la literatura sobre desigualdad de la renta en España, poniendo el foco en los efectos que los crecientes flujos migratorios de los últimos años están provocando en la evolución de la desigualdad.

A partir de los microdatos de la Encuesta de Condiciones de Vida para 2008, 2013, 2019 y 2025, la primera parte del trabajo caracteriza para dos medidas de renta, la RMA y la RMAP, las diferencias en rentas medias entre ambos colectivos, hogares nacionales e inmigrantes, y su posición en los quintiles de la distribución de la renta en España. En este sentido, nuestros resultados indican que, primero, los hogares inmigrantes presentan RMA y RMAP medias bastante más bajas que los hogares nativos, especialmente en el caso de la RMAP; segundo, que las pensiones constituyen un factor diferencial creciente con el tiempo en la composición de las rentas de ambos colectivos, al comparar los ingresos medios de los hogares inmigrantes respecto a los nativos; tercero, que en la distribución de la RMA los inmigrantes están claramente sobrerrepresentados en los segundos y terceros quintiles de renta, mientras que en el primer quintil y en los dos superiores están infrarrepresentados; cuarto, que los inmigrantes están claramente sobrerrepresentados en los dos primeros quintiles de la RMAP y claramente infrarrepresentados en los dos quintiles de mayor nivel de renta; y, quinto, que la ratio entre la RMA y la RMAP es claramente inferior para los hogares nacionales, mostrando un perfil decreciente en el tiempo, mientras que es creciente en los hogares inmigrantes.

En cuanto a las distribuciones de renta de hogares nativos y foráneos hemos comprobado que presentan un importante grado de solapamiento, sobre todo en la cola inferior de la distribución de los hogares nacionales. Acorde a los índices de desigualdad, ambas distribuciones tienen un grado importante de dispersión, siendo el colectivo de hogares nacionales el que presenta un mayor grado de desigualdad intra-grupo en la RMA, y el colectivo inmigrante el que lo hace en la RMAP. Los hogares foráneos contribuyen, por tanto, a reducir la desigualdad de la RMA y a ampliar la desigualdad de la RMAP en España. Al incorporar las pensiones públicas a la renta,

es decir al pasar de la RMA a la RMAP, se reduce la desigualdad dentro de ambos grupos, aunque, en todos los años, más significativamente en el colectivo de nativos.

La siguiente cuestión que hemos investigado, dados los resultados anteriores, es si las raíces de la desigualdad en España tienen su origen principal en las diferencias entre grupos, o si esta surge en mayor medida dentro de cada uno de los dos colectivos. Nuestra descomposición muestra que, independientemente de la medida de renta que utilicemos, la desigualdad intra-grupal explica alrededor del 97-99 % de la variación total de la renta, mientras que la desigualdad entre-grupos contribuye únicamente con 1-3 %. Adicionalmente, no se aprecia ningún indicio de que la segmentación económica entre hogares inmigrantes y nacionales esté aumentando a lo largo del tiempo. Este resultado, cuestiona la generalizada visión según la cual las diferencias culturales, raciales, históricas o institucionales entre nativos e inmigrantes constituyen uno de los factores principales detrás de la desigualdad en España. En realidad, nuestros resultados apuntan a que son los factores y diferencias de los individuos dentro de su propio colectivo los principales determinantes de las disparidades de renta.

Finalmente, el resultado principal del análisis econométrico muestra que el signo de la brecha de desigualdad de renta entre hogares nacionales e inmigrantes cambia dependiendo de si en la definición de renta utilizada entran las pensiones públicas o no. Para explicar esa brecha utilizamos la descomposición RIF-Oaxaca-Blinder, que divide la brecha en un efecto composición, ya que los sustentadores principales de hogares nacionales e inmigrantes presentan estructuras de edad y porcentajes de jubilados muy distintos, y, por otra parte, en un efecto estructura, en el que la educación superior desempeña un papel central. No porque nacionales e inmigrantes difieran mucho en su acceso a ella, sino porque su efecto sobre la desigualdad interna de cada grupo es distinto.

Nuestros resultados tienen algunas implicaciones de política económica. La discusión sobre inmigración y desigualdad se plantea habitualmente como un conflicto entre grupos. Los datos, sin embargo, corrigen el encuadre del debate público, ya que muestran que la desigualdad española es, en lo esencial, un fenómeno interno a cada colectivo. Las políticas diseñadas en clave "nacionales frente a inmigrantes" tienen, por tanto, muy poco sentido desde una óptica agregada. Transferencias segmentadas por origen, medidas de grupo o cualquier instrumento que actúe sobre la brecha de rentas *medias* entre colectivos operaría sobre el 1-3% del problema.

Adicionalmente, los resultados de la descomposición RIF-Oaxaca-Blinder también sugieren que el sistema público de pensiones es hoy, posiblemente, la mayor institución igualadora del país, pero su efecto sobre el colectivo inmigrante es muy escaso, no por trato desigual, sino por demografía (apenas hay jubilados inmigrantes). La cohorte de inmigrantes llegada desde 2000 se jubilará en las próximas dos décadas. Si sus carreras de cotización son más cortas, más interrumpidas y con más empleo precario, la institución que hoy iguala a los nacionales no lo hará en la misma medida con ellos, lo que sin duda generará diferencias persistentes en los niveles de renta entre ambos colectivos. Por último, destaca en nuestros resultados la contribución nula por efecto composición y significativa y estable por efecto estructura de la educación superior, resultado muy robusto en los cuatro años, en las dos medidas de renta analizadas y en las dos submuestras de edad y a la desagregación de la educación y del sector de actividad. Según los datos de la ECV los sustentadores principales de los hogares inmigrantes ya tienen una proporción de titulados superiores similar a los nacionales, por lo que

una política de "más formación para inmigrantes" no cerraría esta brecha. El énfasis debe dirigirse a corregir posibles problemas de homologación de titulaciones extranjeras, de sobrecualificación (*brain waste*), de acceso a profesiones reguladas, o de segmentación ocupacional.

La agenda próxima de investigación incluye ampliar nuestro análisis para estimar el impacto distributivo sobre la renta bruta disponible de los hogares residentes en España de las prestaciones públicas, monetarias y en especie y el sistema fiscal (Boscá, *et al.*, 2026).

## ***Bibliografía***

Amuedo-Dorantes, C., y De La Rica, S. (2013). The immigration surplus and the substitutability of immigrant and native labor: evidence from Spain. *Empirical Economics*, 44(2), 945–958.

Anghel, B., Basso, H., Bover, O. *et al.*, (2018). Income, consumption and wealth inequality in Spain. *SERIEs*, 9, 351–387.

Ayala, L. (2016). La desigualdad en España: fuentes, tendencias y comparaciones internacionales. FEDEA, Estudios sobre Economía Española no. 2016-24, Madrid.

Ayala, L., Pérez, A. y Prieto-Alaiz, M. (2022). The impact of different data sources on the level and structure of income inequality. *SERIEs*, 13, 583–611.

Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455.

Boscá, J. E., Calatayud, C. y Cutanda, A. (2026): “Estado de bienestar en España y reducción de la desigualdad entre residentes inmigrantes y nativos”, mimeo.

Carrasco, R., Jimeno, J. F., y Ortega, A. C. (2008). The effect of immigration on the employment opportunities of native-born workers: Some evidence for Spain. *Journal of Population Economics*, 21(3), 627–648.

Carrasco, R. y Torres, R. (2026). *La inmigración en España: retos, impacto y políticas*, R. Carrasco y R. Torres (coord.). En Estudios de la Fundación. Serie Economía y Sociedad, Nº 111. FUNCAS.

Cheteni, P. (2019). Explaining levels of between-group and within-group inequality and poverty in South Africa. *Cogent Economics & Finance*, 7(1), 1698266.

Dalmonte, A., Frattini, T., y Giorgini, S. (2024). The overeducation of immigrants in Europe. *Centro Studi Luca d'Agliano Development Studies*. Working Paper, 496.

de la Fuente, A. y Onrubia, J. (2016). “La desigualdad en España: fuentes, tendencias y comparaciones internacionales”. Comentario al trabajo de Luis Ayala. FEDEA, Estudios sobre Economía Española no. 2016-25, Madrid.

DiNardo, J., Fortin, N. M. y Lemieux, T. (1996). Labor market institutions and the distribution of wages, 1973–1992: A semiparametric approach. *Econometrica*, 64(5), 1001–1044.

Dolado, J. J., Jimeno, J. F., y Duce, R. (1997). Los efectos de la inmigración sobre la demanda relativa de trabajo cualificado vs. poco cualificado: evidencia para España. Cuadernos Económicos del ICE, 63, 11–29.

Dustmann, C., Kastis, Y., y Preston, I. (2024). Inequality and immigration. *Oxford Open Economics*, 3(Supplement\_1), 453–473.

Fernández, M. J. y Torres, R. (2026). La inmigración y la economía española: una mirada macroeconómica. En *La inmigración en España: retos, impacto y políticas*. Capítulo 1. R.

Carrasco y R. Torres (coord.). Estudios de la Fundación. Serie Economía y Sociedad, N° 111. FUNCAS.

Filauro, S., Parolin, Z. y Valetto, P. (2025). What explains recent trends in income inequality in the European Union? *Journal of Economic Inequality*, 23, 483–505.

Firpo, S., Fortin, N. M. y Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953–973.

Firpo, S., Fortin, N. M. y Lemieux, T. (2018). Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. *Econometrics*, 6(2), 28.

Galor, O., y Wainstock, D. C. (2025). *Anatomy of US inequality*. Working Paper No. w34558. National Bureau of Economic Research.

Giangregorio, L. y Fana, M. (2024). What's behind increasing wage inequality? Explaining the Italian case using RIF-OLS. *Economia Politica*, 41, 229–265.

Goerlich, F. J. (2020). La Encuesta de Condiciones de Vida: evaluación de los cambios metodológicos en relación a la obtención de los ingresos. *Hacienda Pública Española / Review of Public Economics*, 233(2), 85–116.

González, L. y Ortega, F. (2011). How do very open economies adjust to large immigration flows? Evidence from Spanish regions. *Labour Economics*, 18(1), 57–70.

González, L. y Ortega, F. (2013). Immigration and housing booms: evidence from Spain. *Journal of Regional Science*, 53(1), 37–59.

Gradín, C. (2021). Inequality by population groups and income sources: accounting for inequality changes in Spain during the recession. *Review of Income and Wealth*, 67(2), 481–508.

Hampel, F. R. (1974). The influence curve and its role in robust estimation. *Journal of the American Statistical Association*, 69(346), 383–393.

Ingwersen, K. y Thomsen, S. L. (2021). The immigrant-native wage gap in Germany revisited. *Journal of Economic Inequality*, 19, 825–854.

Izquierdo, M., Jimeno, J.F. y Lacuesta, A. (2016). Spain: from massive immigration to vast emigration? *IZA Journal of Migration*, Vol. 5, Art. 10.

López-Laborda, J., Marín, C. y Onrubia, J. (2026). Observatorio sobre el reparto de los impuestos y las prestaciones entre los hogares españoles. Décimo informe – 2022 y 2023. FEDEA, Estudios sobre Economía Española no. 2026-13, Madrid.

Martín-Legendre, J. I., Castellanos-García, P., & Sánchez-Santos, J. M. (2021). Neighborhood inequality and spatial segregation: An analysis with tax data for 40 Spanish cities. *Cities*, 118, 103354.

- Mattoo, A., Neagu, I. C., y Özden, Ç. (2008). Brain waste? Educated immigrants in the US labor market. *Journal of development economics*, 87(2), 255–269.
- Muñoz de Bustillo, R. y Antón, J. I. (2011). From Rags to Riches? Immigration and Poverty in Spain. *Population Research and Policy Review*, 30, 661–676.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709.
- Pijoan-Mas, J. y Sánchez-Marcos, V. (2010). Spain is different: Falling trends of inequality. *Review of Economic Dynamics*, 13, 154–178.
- Prieto, M., González Y. y García C. (2016). La pobreza en España desde una perspectiva multidimensional. *Revista de Economía Aplicada*, Vol. XXIV, 70, 77–110.
- Rios-Avila, F. (2020). Recentered influence functions (RIFs) in Stata: RIF regression and RIF decomposition. *Stata Journal*, 20(1), 51–94.
- Rothe, C. (2015). Decomposing the composition effect: The role of covariates in determining between-group differences in economic outcomes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 33(2), 323–337.
- Sanromá, E., Ramos, R., y Simón, H. (2015). Portability of human capital and immigrant overeducation in Spain. *Population Research and Policy Review*, 34(2), 223–241.
- Yun, M. S. (2005). A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. *Economic inquiry*, 43(4), 766–772.

## APÉNDICE

Cuadro A.1. RMA. Desigualdad entre e intra-grupos (por edad).

| <b>Renta Mercado Ampliada</b>        |       |       |       |       |
|--------------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| 17-29 años (nacionales-inmigrantes): | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                | 0,187 | 0,228 | 0,259 | 0,228 |
| Within                               | 0,179 | 0,227 | 0,248 | 0,228 |
| Between                              | 0,008 | 0,001 | 0,011 | 0,000 |
| Within (%)                           | 96,0  | 99,4  | 95,7  | 100,0 |
| Between (%)                          | 4,0   | 0,6   | 4,3   | 0,0   |
| 30-44 años (nacionales-inmigrantes): | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                | 0,223 | 0,262 | 0,221 | 0,225 |
| Within                               | 0,211 | 0,249 | 0,203 | 0,218 |
| Between                              | 0,012 | 0,012 | 0,018 | 0,007 |
| Within (%)                           | 94,7  | 95,3  | 92,0  | 97,0  |
| Between (%)                          | 5,4   | 4,7   | 8,0   | 3,0   |
| 45-64 años (nacionales-inmigrantes): | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                | 0,285 | 0,350 | 0,319 | 0,251 |
| Within                               | 0,277 | 0,343 | 0,309 | 0,239 |
| Between                              | 0,008 | 0,007 | 0,010 | 0,011 |
| Within (%)                           | 97,1  | 98,0  | 96,9  | 95,5  |
| Between (%)                          | 2,9   | 2,0   | 3,1   | 4,5   |
| 65+ años (nacionales-inmigrantes):   | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                | 1,054 | 0,989 | 1,123 | 0,784 |
| Within                               | 1,040 | 0,989 | 1,118 | 0,784 |
| Between                              | 0,014 | 0,000 | 0,005 | 0,001 |
| Within (%)                           | 98,6  | 100,0 | 99,6  | 99,9  |
| Between (%)                          | 1,4   | 0,0   | 0,4   | 0,1   |

Cuadro A.2. RMAP. Desigualdad entre e intra-grupos (por edad).

| <b>Renta Mercado Ampliada más Pensiones</b> |        |        |        |        |
|---------------------------------------------|--------|--------|--------|--------|
| 17-29 años (nacionales-inmigrantes):        | 2008   | 2013   | 2019   | 2025   |
| Theil                                       | 0,177  | 0,228  | 0,257  | 0,223  |
| Within                                      | 0,168  | 0,226  | 0,244  | 0,223  |
| Between                                     | 0,0089 | 0,0018 | 0,0128 | 0,0001 |
| Within (%)                                  | 95,0   | 99,2   | 95,0   | 100,0  |
| Between (%)                                 | 5,0    | 0,8    | 5,0    | 0,0    |
| 30-44 años (nacionales-inmigrantes):        | 2008   | 2013   | 2019   | 2025   |
| Theil                                       | 0,208  | 0,253  | 0,212  | 0,215  |
| Within                                      | 0,195  | 0,241  | 0,194  | 0,207  |
| Between                                     | 0,013  | 0,0128 | 0,0187 | 0,0086 |
| Within (%)                                  | 93,8   | 95,0   | 91,2   | 96,0   |
| Between (%)                                 | 6,2    | 5,0    | 8,8    | 4,0    |
| 45-64 años (nacionales-inmigrantes):        | 2008   | 2013   | 2019   | 2025   |
| Theil                                       | 0,258  | 0,329  | 0,302  | 0,240  |
| Within                                      | 0,250  | 0,322  | 0,292  | 0,227  |
| Between                                     | 0,0085 | 0,0073 | 0,0108 | 0,0124 |
| Within (%)                                  | 96,7   | 97,8   | 96,4   | 94,8   |
| Between (%)                                 | 3,3    | 2,2    | 3,6    | 5,2    |
| 65+ años (nacionales-inmigrantes):          | 2008   | 2013   | 2019   | 2025   |
| Theil                                       | 0,270  | 0,329  | 0,321  | 0,256  |
| Within                                      | 0,270  | 0,328  | 0,320  | 0,253  |
| Between                                     | 0      | 0,0007 | 0,001  | 0,0025 |
| Within (%)                                  | 100,0  | 99,8   | 99,7   | 99,0   |
| Between (%)                                 | 0,0    | 0,2    | 0,3    | 1,0    |

Cuadro A.3. RMA. Desigualdad entre e intra-grupos (por situación laboral).

|                                                         |       |       |       |       |
|---------------------------------------------------------|-------|-------|-------|-------|
| <b>Renta Mercado Ampliada</b>                           |       |       |       |       |
| Desempleados (nacionales-inmigrantes):                  | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                                   | 0,411 | 0,602 | 0,450 | 0,514 |
| Within                                                  | 0,410 | 0,597 | 0,438 | 0,513 |
| Between                                                 | 0,001 | 0,004 | 0,012 | 0,001 |
| Within (%)                                              | 99,8  | 99,3  | 97,4  | 99,7  |
| Between (%)                                             | 0,2   | 0,7   | 2,6   | 0,3   |
| No Desempleados (nacionales-inmigrantes):               | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                                   | 0,344 | 0,409 | 0,405 | 0,334 |
| Within                                                  | 0,339 | 0,406 | 0,400 | 0,332 |
| Between                                                 | 0,005 | 0,002 | 0,005 | 0,002 |
| Within (%)                                              | 98,7  | 99,5  | 98,8  | 99,4  |
| Between (%)                                             | 1,3   | 0,5   | 1,2   | 0,6   |
| Jubilados (nacionales-inmigrantes):                     | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                                   | 0,867 | 0,908 | 0,941 | 0,726 |
| Within                                                  | 0,867 | 0,904 | 0,938 | 0,726 |
| Between                                                 | 0,000 | 0,004 | 0,003 | 0,000 |
| Within (%)                                              | 100,0 | 99,6  | 99,7  | 100,0 |
| Between (%)                                             | 0,0   | 0,4   | 0,3   | 0,0   |
| No Jubilados (nacionales-inmigrantes):                  | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                                   | 0,260 | 0,325 | 0,299 | 0,253 |
| Within                                                  | 0,249 | 0,316 | 0,286 | 0,244 |
| Between                                                 | 0,010 | 0,009 | 0,013 | 0,009 |
| Within (%)                                              | 96,0  | 97,3  | 95,7  | 96,6  |
| Between (%)                                             | 4,0   | 2,7   | 4,3   | 3,4   |
| Empleados por Cuenta Ajena (nacionales-inmigrantes):    | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                                   | 0,317 | 0,398 | 0,382 | 0,197 |
| Within                                                  | 0,310 | 0,394 | 0,375 | 0,188 |
| Between                                                 | 0,007 | 0,004 | 0,007 | 0,009 |
| Within (%)                                              | 97,9  | 98,9  | 98,2  | 95,6  |
| Between (%)                                             | 2,1   | 1,1   | 1,8   | 4,4   |
| No Empleados por Cuenta Ajena (nacionales-inmigrantes): | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                                   | 0,513 | 0,605 | 0,599 | 0,631 |
| Within                                                  | 0,513 | 0,604 | 0,597 | 0,631 |
| Between                                                 | 0,000 | 0,001 | 0,002 | 0,000 |
| Within (%)                                              | 100,0 | 99,8  | 99,7  | 100,0 |
| Between (%)                                             | 0,0   | 0,2   | 0,3   | 0,0   |
| Autónomos (nacionales-inmigrantes):                     | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                                   | 0,292 | 0,328 | 0,337 | 0,319 |
| Within                                                  | 0,291 | 0,324 | 0,325 | 0,310 |
| Between                                                 | 0,002 | 0,004 | 0,012 | 0,009 |
| Within (%)                                              | 99,4  | 98,8  | 96,4  | 97,1  |
| Between (%)                                             | 0,6   | 1,2   | 3,6   | 2,9   |
| No Autónomos (nacionales-inmigrantes):                  | 2008  | 2013  | 2019  | 2025  |
| Theil                                                   | 0,355 | 0,444 | 0,421 | 0,344 |
| Within                                                  | 0,350 | 0,441 | 0,416 | 0,342 |
| Between                                                 | 0,005 | 0,003 | 0,005 | 0,002 |
| Within (%)                                              | 98,5  | 99,3  | 98,7  | 99,4  |
| Between (%)                                             | 1,5   | 0,7   | 1,3   | 0,6   |

## Cuadro A.4. RMAP. Desigualdad entre e intra-grupos (por situación laboral).

### **Renta Mercado Ampliada más Pensiones**

|                                                                |             |             |             |             |
|----------------------------------------------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| <b>Desempleados (nacionales-inmigrantes):</b>                  | <b>2008</b> | <b>2013</b> | <b>2019</b> | <b>2025</b> |
| Theil                                                          | 0,380       | 0,594       | 0,439       | 0,492       |
| Within                                                         | 0,378       | 0,588       | 0,426       | 0,489       |
| Between                                                        | 0,002       | 0,006       | 0,013       | 0,003       |
| Within (%)                                                     | 99,5        | 99,1        | 97,0        | 99,5        |
| Between (%)                                                    | 0,5         | 0,9         | 3,0         | 0,5         |
| <b>No Desempleados (nacionales-inmigrantes):</b>               | <b>2008</b> | <b>2013</b> | <b>2019</b> | <b>2025</b> |
| Theil                                                          | 0,238       | 0,274       | 0,274       | 0,228       |
| Within                                                         | 0,232       | 0,269       | 0,266       | 0,222       |
| Between                                                        | 0,006       | 0,004       | 0,008       | 0,006       |
| Within (%)                                                     | 97,4        | 98,4        | 97,1        | 97,3        |
| Between (%)                                                    | 2,6         | 1,6         | 2,9         | 2,7         |
| <b>Jubilados (nacionales-inmigrantes):</b>                     | <b>2008</b> | <b>2013</b> | <b>2019</b> | <b>2025</b> |
| Theil                                                          | 0,259       | 0,282       | 0,271       | 0,224       |
| Within                                                         | 0,258       | 0,280       | 0,266       | 0,220       |
| Between                                                        | 0,001       | 0,001       | 0,005       | 0,004       |
| Within (%)                                                     | 99,7        | 99,5        | 98,3        | 98,3        |
| Between (%)                                                    | 0,3         | 0,5         | 1,7         | 1,7         |
| <b>No Jubilados (nacionales-inmigrantes):</b>                  | <b>2008</b> | <b>2013</b> | <b>2019</b> | <b>2025</b> |
| Theil                                                          | 0,236       | 0,314       | 0,291       | 0,245       |
| Within                                                         | 0,225       | 0,305       | 0,278       | 0,235       |
| Between                                                        | 0,011       | 0,009       | 0,013       | 0,010       |
| Within (%)                                                     | 95,5        | 97,1        | 95,4        | 95,9        |
| Between (%)                                                    | 4,5         | 2,9         | 4,6         | 4,1         |
| <b>Empleados por Cuenta Ajena (nacionales-inmigrantes):</b>    | <b>2008</b> | <b>2013</b> | <b>2019</b> | <b>2025</b> |
| Theil                                                          | 0,227       | 0,282       | 0,262       | 0,190       |
| Within                                                         | 0,218       | 0,275       | 0,251       | 0,180       |
| Between                                                        | 0,009       | 0,008       | 0,011       | 0,010       |
| Within (%)                                                     | 96,0        | 97,3        | 95,9        | 94,8        |
| Between (%)                                                    | 4,0         | 2,7         | 4,1         | 5,2         |
| <b>No Empleados por Cuenta Ajena (nacionales-inmigrantes):</b> | <b>2008</b> | <b>2013</b> | <b>2019</b> | <b>2025</b> |
| Theil                                                          | 0,335       | 0,421       | 0,430       | 0,308       |
| Within                                                         | 0,335       | 0,419       | 0,426       | 0,302       |
| Between                                                        | 0,001       | 0,002       | 0,004       | 0,006       |
| Within (%)                                                     | 99,8        | 99,5        | 99,1        | 98,0        |
| Between (%)                                                    | 0,2         | 0,5         | 0,9         | 2,0         |
| <b>Autónomos (nacionales-inmigrantes):</b>                     | <b>2008</b> | <b>2013</b> | <b>2019</b> | <b>2025</b> |
| Theil                                                          | 0,279       | 0,319       | 0,333       | 0,309       |
| Within                                                         | 0,277       | 0,315       | 0,320       | 0,298       |
| Between                                                        | 0,002       | 0,004       | 0,013       | 0,011       |
| Within (%)                                                     | 99,3        | 98,7        | 96,1        | 96,5        |
| Between (%)                                                    | 0,7         | 1,3         | 3,9         | 3,5         |
| <b>No Autónomos (nacionales-inmigrantes):</b>                  | <b>2008</b> | <b>2013</b> | <b>2019</b> | <b>2025</b> |
| Theil                                                          | 0,241       | 0,306       | 0,282       | 0,233       |
| Within                                                         | 0,234       | 0,299       | 0,273       | 0,226       |
| Between                                                        | 0,007       | 0,007       | 0,009       | 0,007       |
| Within (%)                                                     | 96,9        | 97,8        | 96,7        | 97,1        |
| Between (%)                                                    | 3,1         | 2,2         | 3,3         | 2,9         |

**Cuadro A.5. RMA — Descomposición por años**

|             | $v_0$               | $v_1$               | $v_c$               | $\Delta_0$          | $\Delta_x$          | $\Delta_s$          | N nac. | N inm. |
|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------|--------|
| <b>2008</b> | 0,356***<br>(0,006) | 0,238***<br>(0,019) | 0,241***<br>(0,004) | 0,117***<br>(0,020) | 0,115***<br>(0,007) | 0,003<br>(0,020)    | 10.585 | 806    |
| <b>2013</b> | 0,436***<br>(0,007) | 0,377***<br>(0,054) | 0,315***<br>(0,005) | 0,059<br>(0,054)    | 0,120***<br>(0,009) | -0,062<br>(0,054)   | 9.702  | 781    |
| <b>2019</b> | 0,419***<br>(0,007) | 0,315***<br>(0,015) | 0,283***<br>(0,005) | 0,105***<br>(0,016) | 0,136***<br>(0,008) | -0,032**<br>(0,015) | 11.827 | 1.435  |
| <b>2025</b> | 0,354***<br>(0,004) | 0,278***<br>(0,011) | 0,261***<br>(0,004) | 0,076***<br>(0,012) | 0,093***<br>(0,005) | -0,017<br>(0,012)   | 22.169 | 2.987  |

*Nota: Descomposición RIF-Oaxaca del índice de Theil por condición de inmigrante, reponderada (Rewighted). RMA = renta de mercado; RMAP = renta de mercado más pensiones.  $v_0$  = nacionales,  $v_1$  = inmigrantes,  $v_c$  = contrafactual.  $\Delta_0 = v_0 - v_1$  (brecha total);  $\Delta_x$  = efecto composición;  $\Delta_s$  = efecto estructura. Errores estándar por bootstrap (500 repeticiones). \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ .*

**Panel A. Efecto composición ( $\Delta_x$ )**

|                             | <b>2008</b>          | <b>2013</b>          | <b>2019</b>          | <b>2025</b>          |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <b>Total</b>                | 0,116***<br>(0,005)  | 0,122***<br>(0,006)  | 0,140***<br>(0,005)  | 0,093***<br>(0,003)  |
| <b>Edad</b>                 | -0,156***<br>(0,020) | -0,141***<br>(0,026) | -0,191***<br>(0,025) | -0,189***<br>(0,015) |
| <b>Edad<sup>2</sup></b>     | 0,236***<br>(0,021)  | 0,235***<br>(0,027)  | 0,287***<br>(0,026)  | 0,239***<br>(0,016)  |
| <b>Mujer</b>                | 0,001***<br>(0,000)  | -0,001**<br>(0,000)  | -0,001**<br>(0,000)  | 0,000<br>(0,000)     |
| <b>Educación superior</b>   | 0,002*<br>(0,001)    | 0,000<br>(0,000)     | 0,001<br>(0,001)     | -0,002***<br>(0,001) |
| <b>Desempleado</b>          | -0,013***<br>(0,002) | -0,032***<br>(0,004) | -0,013***<br>(0,002) | -0,001<br>(0,002)    |
| <b>Jubilado</b>             | 0,029***<br>(0,004)  | 0,038***<br>(0,006)  | 0,040***<br>(0,005)  | 0,004<br>(0,004)     |
| <b>Asalariado</b>           | 0,006***<br>(0,002)  | 0,013***<br>(0,003)  | 0,005***<br>(0,002)  | 0,032***<br>(0,004)  |
| <b>Autónomo</b>             | 0,001<br>(0,001)     | 0,000<br>(0,000)     | -0,001**<br>(0,001)  | 0,001**<br>(0,000)   |
| <b>Emprendedor</b>          | -0,002<br>(0,002)    | -0,005***<br>(0,002) | -0,003**<br>(0,001)  | 0,000<br>(0,001)     |
| <b>Sector</b>               | 0,011***<br>(0,002)  | 0,015***<br>(0,003)  | 0,015***<br>(0,003)  | 0,010***<br>(0,002)  |
| <b>Error especificación</b> | -0,002<br>(0,008)    | -0,002<br>(0,009)    | -0,003<br>(0,009)    | -0,000<br>(0,006)    |

**Panel B. Efecto estructura ( $\Delta_s$ )**

|              | <b>2008</b>      | <b>2013</b>       | <b>2019</b>         | <b>2025</b>       |
|--------------|------------------|-------------------|---------------------|-------------------|
| <b>Total</b> | 0,002<br>(0,019) | -0,063<br>(0,054) | -0,034**<br>(0,015) | -0,018<br>(0,011) |

|                            | 2008                 | 2013              | 2019                | 2025                 |
|----------------------------|----------------------|-------------------|---------------------|----------------------|
| <b>Edad</b>                | 0,444<br>(0,463)     | 0,174<br>(1,319)  | -0,223<br>(0,335)   | -1,371***<br>(0,292) |
| <b>Edad<sup>2</sup></b>    | -0,310<br>(0,231)    | -0,268<br>(0,665) | 0,150<br>(0,170)    | 0,702***<br>(0,152)  |
| <b>Mujer</b>               | 0,013<br>(0,012)     | 0,065<br>(0,042)  | 0,016<br>(0,012)    | -0,002<br>(0,009)    |
| <b>Educación superior</b>  | -0,031***<br>(0,011) | -0,042<br>(0,037) | -0,017*<br>(0,010)  | -0,035***<br>(0,009) |
| <b>Desempleado</b>         | 0,012<br>(0,010)     | -0,005<br>(0,046) | 0,024***<br>(0,008) | 0,010<br>(0,007)     |
| <b>Jubilado</b>            | 0,010*<br>(0,005)    | 0,005<br>(0,015)  | 0,009*<br>(0,005)   | -0,003<br>(0,004)    |
| <b>Asalariado</b>          | 0,252<br>(0,158)     | -0,221<br>(0,569) | -0,183<br>(0,122)   | -0,046<br>(0,053)    |
| <b>Autónomo</b>            | 0,013<br>(0,010)     | -0,017<br>(0,029) | -0,006<br>(0,011)   | -0,007<br>(0,007)    |
| <b>Emprendedor</b>         | 0,030<br>(0,023)     | -0,016<br>(0,087) | -0,024<br>(0,021)   | 0,011<br>(0,011)     |
| <b>Sector</b>              | -0,051<br>(0,054)    | -0,099<br>(0,132) | 0,106***<br>(0,039) | 0,020<br>(0,036)     |
| <b>Constante</b>           | -0,378<br>(0,278)    | 0,360<br>(0,937)  | 0,114<br>(0,219)    | 0,702***<br>(0,149)  |
| <b>Error reponderación</b> | 0,001<br>(0,005)     | 0,002<br>(0,007)  | 0,002<br>(0,005)    | 0,001<br>(0,003)     |

*Nota: contribución de cada variable al efecto composición y al efecto estructura de la descomposición RIF-Oaxaca del Theil. RMA = renta de mercado; RMAP = renta de mercado más pensiones. Errores estándar por bootstrap (500 repeticiones). \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ .*

**Cuadro A.6. RMAP — Descomposición por años**

|             | $v_0$               | $v_1$               | $v_c$               | $\Delta_o$           | $\Delta_x$          | $\Delta_s$           | N nac. | N inm. |
|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|--------|--------|
| <b>2008</b> | 0,241***<br>(0,005) | 0,228***<br>(0,018) | 0,219***<br>(0,004) | 0,014<br>(0,018)     | 0,023***<br>(0,006) | -0,009<br>(0,018)    | 11.720 | 837    |
| <b>2013</b> | 0,297***<br>(0,005) | 0,343***<br>(0,050) | 0,294***<br>(0,005) | -0,046<br>(0,050)    | 0,003<br>(0,007)    | -0,050<br>(0,050)    | 10.365 | 801    |
| <b>2019</b> | 0,277***<br>(0,005) | 0,303***<br>(0,014) | 0,259***<br>(0,005) | -0,027*<br>(0,015)   | 0,018***<br>(0,007) | -0,045***<br>(0,015) | 13.243 | 1.488  |
| <b>2025</b> | 0,229***<br>(0,003) | 0,264***<br>(0,010) | 0,233***<br>(0,003) | -0,035***<br>(0,011) | -0,004<br>(0,004)   | -0,031***<br>(0,011) | 24.581 | 3.090  |

*Nota: descomposición RIF-Oaxaca del índice de Theil por condición de inmigrante, reponderada (Reweighted). RMA = renta de mercado; RMAP = renta de mercado más pensiones.  $v_0$  = nacionales,  $v_1$  = inmigrantes,  $v_c$  = contrafactual.  $\Delta_o = v_0 - v_1$  (brecha total);  $\Delta_x$  = efecto composición;  $\Delta_s$  = efecto estructura. Errores estándar por bootstrap (500 repeticiones). \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ .*

**Panel A. Efecto composición ( $\Delta_x$ )**

|                             | 2008                 | 2013                 | 2019                 | 2025                 |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <b>Total</b>                | 0,023***<br>(0,003)  | −0,003<br>(0,004)    | 0,014***<br>(0,004)  | −0,010***<br>(0,002) |
| <b>Edad</b>                 | 0,068***<br>(0,018)  | 0,084***<br>(0,023)  | 0,041*<br>(0,021)    | −0,059***<br>(0,013) |
| <b>Edad<sup>2</sup></b>     | −0,047***<br>(0,018) | −0,056**<br>(0,023)  | −0,004<br>(0,021)    | 0,077***<br>(0,014)  |
| <b>Mujer</b>                | 0,000<br>(0,000)     | −0,001***<br>(0,000) | −0,003***<br>(0,001) | −0,000<br>(0,000)    |
| <b>Educación superior</b>   | 0,004***<br>(0,001)  | 0,000<br>(0,000)     | 0,002***<br>(0,001)  | −0,002***<br>(0,000) |
| <b>Desempleado</b>          | −0,013***<br>(0,002) | −0,024***<br>(0,003) | −0,010***<br>(0,002) | 0,002**<br>(0,001)   |
| <b>Jubilado</b>             | −0,004<br>(0,003)    | −0,037***<br>(0,005) | −0,040***<br>(0,005) | −0,090***<br>(0,004) |
| <b>Asalariado</b>           | 0,005***<br>(0,002)  | 0,019***<br>(0,003)  | 0,014***<br>(0,002)  | 0,047***<br>(0,004)  |
| <b>Autónomo</b>             | 0,000<br>(0,001)     | 0,000<br>(0,000)     | −0,001*<br>(0,000)   | 0,000<br>(0,000)     |
| <b>Emprendedor</b>          | 0,001<br>(0,001)     | −0,006***<br>(0,002) | −0,007***<br>(0,001) | 0,004***<br>(0,001)  |
| <b>Sector</b>               | 0,008***<br>(0,002)  | 0,018***<br>(0,003)  | 0,021***<br>(0,003)  | 0,011***<br>(0,002)  |
| <b>Error especificación</b> | −0,000<br>(0,007)    | 0,006<br>(0,008)     | 0,004<br>(0,007)     | 0,005<br>(0,005)     |

*Panel B. Efecto estructura ( $\Delta_5$ )*

|                           | 2008                 | 2013              | 2019                 | 2025                 |
|---------------------------|----------------------|-------------------|----------------------|----------------------|
| <b>Total</b>              | −0,009<br>(0,018)    | −0,051<br>(0,050) | −0,046***<br>(0,015) | −0,032***<br>(0,011) |
| <b>Edad</b>               | 0,144<br>(0,362)     | 0,263<br>(1,202)  | −0,121<br>(0,310)    | −1,201***<br>(0,264) |
| <b>Edad<sup>2</sup></b>   | −0,150<br>(0,180)    | −0,316<br>(0,616) | 0,072<br>(0,160)     | 0,621***<br>(0,139)  |
| <b>Mujer</b>              | 0,012<br>(0,012)     | 0,060<br>(0,039)  | 0,036***<br>(0,012)  | 0,001<br>(0,009)     |
| <b>Educación superior</b> | −0,028***<br>(0,010) | −0,044<br>(0,034) | −0,023**<br>(0,010)  | −0,035***<br>(0,008) |
| <b>Desempleado</b>        | 0,011<br>(0,009)     | −0,003<br>(0,042) | 0,020***<br>(0,007)  | 0,007<br>(0,006)     |
| <b>Jubilado</b>           | 0,016*<br>(0,009)    | 0,028<br>(0,022)  | 0,009<br>(0,008)     | −0,012**<br>(0,006)  |
| <b>Asalariado</b>         | 0,062<br>(0,130)     | −0,332<br>(0,510) | −0,221**<br>(0,103)  | −0,068<br>(0,048)    |
| <b>Autónomo</b>           | 0,008<br>(0,009)     | −0,010<br>(0,025) | −0,003<br>(0,010)    | −0,006<br>(0,007)    |

|                            | 2008              | 2013              | 2019               | 2025                |
|----------------------------|-------------------|-------------------|--------------------|---------------------|
| <b>Emprendedor</b>         | 0,010<br>(0,020)  | -0,043<br>(0,082) | -0,029<br>(0,018)  | 0,006<br>(0,010)    |
| <b>Sector</b>              | -0,043<br>(0,050) | -0,084<br>(0,120) | 0,079**<br>(0,036) | 0,030<br>(0,033)    |
| <b>Constante</b>           | -0,051<br>(0,210) | 0,433<br>(0,847)  | 0,135<br>(0,192)   | 0,624***<br>(0,135) |
| <b>Error reponderación</b> | 0,001<br>(0,003)  | 0,001<br>(0,006)  | 0,001<br>(0,003)   | 0,001<br>(0,002)    |

Nota: contribución de cada variable al efecto composición y al efecto estructural de la descomposición RIF-Oaxaca del Theil. RMA = renta de mercado; RMAP = renta de mercado más pensiones. Errores estándar por bootstrap (500 repeticiones). \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ .

### Cuadro A.7. Población en edad de trabajar (RMA)

|            | $v_0$               | $v_1$               | $v_c$               | $\Delta_o$           | $\Delta_x$       | $\Delta_s$           | N nac. | N inm. |
|------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|------------------|----------------------|--------|--------|
| <b>RMA</b> | 0,271***<br>(0,003) | 0,311***<br>(0,011) | 0,270***<br>(0,003) | -0,040***<br>(0,011) | 0,002<br>(0,004) | -0,041***<br>(0,011) | 40.888 | 5.668  |

Nota: Submuestra en edad de trabajar (excluye el tramo de mayores de 65). Descomposición RIF-Oaxaca del índice de Theil por condición de inmigrante, reponderada (Rewighted). RMA = renta de mercado.  $v_0$  = nacionales,  $v_1$  = inmigrantes,  $v_c$  = contrafactual.  $\Delta_o = v_0 - v_1$  (brecha total);  $\Delta_x$  = efecto composición;  $\Delta_s$  = efecto estructura. Errores estándar por bootstrap (500 repeticiones). \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ .

#### Panel A. Efecto composición ( $\Delta_x$ )

|                           | RMA                  |
|---------------------------|----------------------|
| <b>Total</b>              | -0,003*<br>(0,002)   |
| <b>Edad</b>               | -0,050***<br>(0,007) |
| <b>Edad<sup>2</sup></b>   | 0,057***<br>(0,007)  |
| <b>Mujer</b>              | -0,001***<br>(0,000) |
| <b>Educación superior</b> | -0,001<br>(0,001)    |
| <b>Desempleado</b>        | -0,015***<br>(0,001) |
| <b>Jubilado</b>           | 0,010***<br>(0,001)  |
| <b>Asalariado</b>         | -0,000<br>(0,000)    |
| <b>Autónomo</b>           | -0,000<br>(0,000)    |
| <b>Emprendedor</b>        | 0,002***             |

|                             | <b>RMA</b>           |
|-----------------------------|----------------------|
|                             | (0,000)              |
| <b>Sector</b>               | −0,004***<br>(0,000) |
| <b>Error especificación</b> | 0,005<br>(0,004)     |

*Panel B. Efecto estructura ( $\Delta_5$ )*

|                           | <b>RMA</b>           |
|---------------------------|----------------------|
| <b>Total</b>              | −0,043***<br>(0,011) |
| <b>Edad</b>               | −0,634*<br>(0,358)   |
| <b>Edad<sup>2</sup></b>   | 0,299<br>(0,184)     |
| <b>Mujer</b>              | 0,008<br>(0,008)     |
| <b>Educación superior</b> | −0,035***<br>(0,007) |
| <b>Desempleado</b>        | 0,016**<br>(0,006)   |
| <b>Jubilado</b>           | 0,000<br>(0,001)     |
| <b>Asalariado</b>         | −0,031<br>(0,047)    |
| <b>Autónomo</b>           | −0,005<br>(0,007)    |
| <b>Emprendedor</b>        | 0,008<br>(0,010)     |
| <b>Sector</b>             | 0,009<br>(0,031)     |
| <b>Constante</b>          | 0,345*<br>(0,183)    |
| <b>Error ponderación</b>  | 0,001<br>(0,002)     |

*Nota: Submuestra en edad de trabajar (excluye el tramo de mayores de 65). Solo RMA. Contribución de cada variable al efecto composición y al efecto estructura de la descomposición RIF-Oaxaca del Theil, modelos agrupados (todos los años). RMA = renta de mercado. Efectos fijos de año incluidos. Errores estándar por bootstrap (500 repeticiones). \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ .*

**Cuadro A.8. Descomposición por población menor de 45 años (RMA)**

|            | $v_0$               | $v_1$               | $v_c$               | $\Delta_0$           | $\Delta_x$           | $\Delta_s$           | N nac. | N inm. |
|------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------|--------|
| <b>RMA</b> | 0,232***<br>(0,003) | 0,298***<br>(0,011) | 0,253***<br>(0,004) | -0,066***<br>(0,011) | -0,020***<br>(0,005) | -0,046***<br>(0,011) | 15.669 | 2.999  |

*Nota: Submuestra de individuos menores de 45 años (edad  $p < 45$ ). Descomposición RIF-Oaxaca del índice de Theil por condición de inmigrante, reponderada (Reweighted). RMA = renta de mercado.  $v_0$  = nacionales,  $v_1$  = inmigrantes,  $v_c$  = contrafactual.  $\Delta_0 = v_0 - v_1$  (brecha total);  $\Delta_x$  = efecto composición;  $\Delta_s$  = efecto estructura. Errores estándar por bootstrap (500 repeticiones). \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ .*

**Panel A. Efecto composición ( $\Delta_x$ )**

|                             | <b>RMA</b>           |
|-----------------------------|----------------------|
| <b>Total</b>                | -0,026***<br>(0,002) |
| <b>Edad</b>                 | -0,014***<br>(0,003) |
| <b>Edad<sup>2</sup></b>     | 0,012***<br>(0,003)  |
| <b>Mujer</b>                | -0,000<br>(0,000)    |
| <b>Educación superior</b>   | -0,004***<br>(0,001) |
| <b>Desempleado</b>          | -0,014***<br>(0,001) |
| <b>Jubilado</b>             | 0,003***<br>(0,000)  |
| <b>Asalariado</b>           | -0,000<br>(0,000)    |
| <b>Autónomo</b>             | -0,001<br>(0,001)    |
| <b>Emprendedor</b>          | 0,002**<br>(0,001)   |
| <b>Sector</b>               | -0,004***<br>(0,001) |
| <b>Error especificación</b> | 0,006<br>(0,005)     |

**Panel B. Efecto estructura ( $\Delta_s$ )**

|                         | <b>RMA</b>           |
|-------------------------|----------------------|
| <b>Total</b>            | -0,047***<br>(0,011) |
| <b>Edad</b>             | -0,958<br>(0,720)    |
| <b>Edad<sup>2</sup></b> | 0,405<br>(0,381)     |

|                            | <b>RMA</b>           |
|----------------------------|----------------------|
| <b>Mujer</b>               | 0,002<br>(0,008)     |
| <b>Educación superior</b>  | -0,029***<br>(0,008) |
| <b>Desempleado</b>         | 0,020***<br>(0,007)  |
| <b>Jubilado</b>            | 0,000<br>(0,000)     |
| <b>Asalariado</b>          | -0,117**<br>(0,050)  |
| <b>Autónomo</b>            | -0,013**<br>(0,006)  |
| <b>Emprendedor</b>         | 0,003<br>(0,008)     |
| <b>Sector</b>              | 0,041<br>(0,030)     |
| <b>Constante</b>           | 0,623*<br>(0,343)    |
| <b>Error reponderación</b> | 0,001<br>(0,002)     |

*Nota: Submuestra de individuos menores de 45 años ( $edad_p < 45$ ). Contribución de cada variable al efecto composición y al efecto estructura de la descomposición RIF-Oaxaca del Theil, modelos agrupados (todos los años). RMA = renta de mercado. Efectos fijos de año incluidos. Errores estándar por bootstrap (500 repeticiones). \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ .*

**Cuadro A.9. Descomposición con educación y sector de actividad desglosados (RMA y RMAP)**

|             | $v_0$               | $v_1$               | $v_C$               | $\Delta_O$           | $\Delta_X$          | $\Delta_S$           | N nac. | N inm. |
|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|--------|--------|
| <b>RMA</b>  | 0,403***<br>(0,003) | 0,328***<br>(0,011) | 0,294***<br>(0,002) | 0,076***<br>(0,011)  | 0,109***<br>(0,004) | -0,034***<br>(0,011) | 54.283 | 6.009  |
| <b>RMAP</b> | 0,276***<br>(0,002) | 0,310***<br>(0,010) | 0,267***<br>(0,002) | -0,035***<br>(0,010) | 0,008***<br>(0,003) | -0,043***<br>(0,010) | 59.909 | 6.216  |

*Nota: Muestra completa (años agrupados), con educación (4 categorías) y sector de actividad (5 categorías) desglosados. Descomposición RIF-Oaxaca del índice de Theil por condición de inmigrante, reponderada (Reweighted). RMA = renta de mercado; RMAP = renta de mercado más pensiones.  $v_0$  = nacionales,  $v_1$  = inmigrantes,  $v_C$  = contrafactual.  $\Delta_O = v_0 - v_1$  (brecha total);  $\Delta_X$  = efecto composición;  $\Delta_S$  = efecto estructura. Errores estándar por bootstrap (500 repeticiones). \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ .*

**Panel A. Efecto composición ( $\Delta_X$ )**

|              | <b>RMA</b>          | <b>RMAP</b>         |
|--------------|---------------------|---------------------|
| <b>Total</b> | 0,115***<br>(0,003) | 0,007***<br>(0,002) |
| <b>Edad</b>  | -0,144***           | 0,036***            |

|                                                   | <b>RMA</b>           | <b>RMAP</b>          |
|---------------------------------------------------|----------------------|----------------------|
|                                                   | (0,010)              | (0,009)              |
| <b>Edad<sup>2</sup></b>                           | 0,203***<br>(0,011)  | -0,027***<br>(0,009) |
| <b>Mujer</b>                                      | -0,000***<br>(0,000) | -0,001***<br>(0,000) |
| <b>Sin estudios o primaria</b>                    | 0,002***<br>(0,000)  | 0,004***<br>(0,000)  |
| <b>Secundaria 1ª etapa</b>                        | 0,000**<br>(0,000)   | 0,000**<br>(0,000)   |
| <b>Secundaria 2ª etapa y postsec. no superior</b> | 0,011***<br>(0,001)  | 0,009***<br>(0,001)  |
| <b>Educación superior</b>                         | -0,001***<br>(0,000) | 0,000<br>(0,000)     |
| <b>Desempleado</b>                                | 0,004***<br>(0,001)  | 0,004***<br>(0,001)  |
| <b>Jubilado</b>                                   | -0,012***<br>(0,003) | -0,077***<br>(0,003) |
| <b>Asalariado</b>                                 | -0,006***<br>(0,001) | -0,002***<br>(0,001) |
| <b>Autónomo</b>                                   | 0,000<br>(0,000)     | -0,000**<br>(0,000)  |
| <b>Emprendedor</b>                                | 0,002***<br>(0,000)  | 0,001***<br>(0,000)  |
| <b>Servicios</b>                                  | 0,007***<br>(0,001)  | 0,008***<br>(0,001)  |
| <b>Agricultura</b>                                | 0,001**<br>(0,000)   | 0,001**<br>(0,000)   |
| <b>Industria</b>                                  | -0,001***<br>(0,000) | -0,000**<br>(0,000)  |
| <b>Construcción</b>                               | 0,005***<br>(0,001)  | 0,004***<br>(0,000)  |
| <b>Sin sector de actividad</b>                    | 0,045***<br>(0,002)  | 0,048***<br>(0,002)  |
| <b>Error especificación</b>                       | -0,005<br>(0,004)    | 0,002<br>(0,003)     |

**Panel B. Efecto estructura ( $\Delta_S$ )**

|                         | <b>RMA</b>           | <b>RMAP</b>          |
|-------------------------|----------------------|----------------------|
| <b>Total</b>            | -0,034***<br>(0,011) | -0,043***<br>(0,010) |
| <b>Edad</b>             | -0,566**<br>(0,256)  | -0,328<br>(0,227)    |
| <b>Edad<sup>2</sup></b> | 0,269**<br>(0,130)   | 0,134<br>(0,117)     |
| <b>Mujer</b>            | 0,011                | 0,014*               |

|                                                   | <b>RMA</b>           | <b>RMAP</b>          |
|---------------------------------------------------|----------------------|----------------------|
|                                                   | (0,008)              | (0,008)              |
| <b>Sin estudios o primaria</b>                    | 0,009**<br>(0,004)   | 0,010**<br>(0,004)   |
| <b>Secundaria 1ª etapa</b>                        | 0,010***<br>(0,004)  | 0,010***<br>(0,004)  |
| <b>Secundaria 2ª etapa y postsec. no superior</b> | -0,003<br>(0,006)    | -0,003<br>(0,005)    |
| <b>Educación superior</b>                         | -0,030***<br>(0,006) | -0,031***<br>(0,005) |
| <b>Desempleado</b>                                | 0,001<br>(0,008)     | -0,002<br>(0,007)    |
| <b>Jubilado</b>                                   | -0,004<br>(0,004)    | -0,004<br>(0,005)    |
| <b>Asalariado</b>                                 | -0,009<br>(0,045)    | -0,001<br>(0,039)    |
| <b>Autónomo</b>                                   | -0,001<br>(0,006)    | -0,002<br>(0,006)    |
| <b>Emprendedor</b>                                | 0,004<br>(0,009)     | 0,006<br>(0,008)     |
| <b>Servicios</b>                                  | -0,018<br>(0,012)    | -0,018<br>(0,011)    |
| <b>Agricultura</b>                                | 0,003<br>(0,002)     | 0,003<br>(0,002)     |
| <b>Industria</b>                                  | -0,010***<br>(0,003) | -0,010***<br>(0,003) |
| <b>Construcción</b>                               | -0,000<br>(0,003)    | -0,001<br>(0,003)    |
| <b>Sin sector de actividad</b>                    | 0,014<br>(0,010)     | 0,019*<br>(0,011)    |
| <b>Constante</b>                                  | 0,295**<br>(0,141)   | 0,162<br>(0,124)     |
| <b>Error ponderación</b>                          | 0,001<br>(0,002)     | -0,000<br>(0,002)    |

*Nota: Muestra completa (cuatro años agrupados), con educación y sector de actividad desglosados. Contribución de cada variable al efecto composición y al efecto estructura de la descomposición RIF-Oaxaca del Theil, modelos agrupados (todos los años). RMA = renta de mercado; RMAP = renta de mercado más pensiones. Educación y sector de actividad se incluyen mediante conjuntos completos de variables binarias. Siguiendo a Yun (2005), sus coeficientes se normalizan como desviaciones respecto a la media de los coeficientes de todas las categorías de cada variable, de modo que todas ellas tienen contribución propia y la descomposición detallada no depende de la categoría omitida en la estimación. Efectos fijos de año incluidos. Errores estándar por bootstrap (500 repeticiones). \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,10$ .*