

# Efecto del desajuste educativo en la heterogeneidad regional de los rendimientos a la educación

Elisabet Motellón.

Universitat Oberta de Catalunya & AQR Research Group – Universitat de Barcelona

e-mail: [emotellon@uoc.edu](mailto:emotellon@uoc.edu)

Paula Herrera-Idárraga.

AQR Research Group – Universitat de Barcelona & Pontificia Universidad Javeriana

**(Versión muy preliminar. Por favor, no citar sin permiso de los autores)**

## Resumen:

Este trabajo analiza la implicación del desajuste educativo en la configuración del diferencial regional en la rentabilidad de la educación, utilizando la información contenida en la Encuesta de Estructura Salarial para los años 2006 y 2010. Para ello se emplea, de forma novedosa en el ámbito regional, la metodología propuesta por Chiswick y Miller (2008) que permite descomponer la brecha en el retorno a la educación en tres componentes: i) el asociado a las diferencias territoriales en los años medios de educación requerida, de sobreeducación y de infraeducación, ii) el que recoge la dispersión regional en el efecto sobre los salarios de estos años de desajuste educativo y iii) aquel que capta la distinta distribución espacial de los trabajadores por niveles educativos. Los resultados muestran como las regiones españolas difieren tanto en sus niveles de desajuste educativo, como en el efecto de éste sobre los salarios. Sin embargo, cuando cuantificamos su contribución en el gap regional en el rendimiento a la educación, obtenemos que la más significativa es aquella asociada a las diferencias espaciales en el efecto a los años de desajuste educativo, mientras que la dispersión territorial en la dotación de estas variables tiene un impacto limitado. Es más, la simple homogeneización regional en el grado de desajuste educativo no sólo no eliminaría la brecha existente en el rendimiento a la educación, sino que incluso, para un número no despreciable de regiones, la aumentaría ligeramente.

**Palabras Clave:** *Mercado de trabajo, Diferencias regionales, Rendimiento a la educación, Desajuste educativo, Descomposición*

**Clasificación JEL:** R23, J24, J31

## 1. Introducción

La economía española se caracteriza por un elevado grado de disparidad regional en las magnitudes vinculadas con el mercado de trabajo, tales como la tasa de participación, los niveles de desempleo, los ratios de temporalidad, o los salarios. Además, también es bien sabido que las regiones españolas difieren de manera notable y persistente en cuanto a la dotación de capital humano y más concretamente en el nivel educativo de la población en general y de la fuerza laboral en particular.

Por otra parte, la evidencia previa sugiere que el rendimiento a la educación en España dista de ser regionalmente uniforme, de modo que el retorno que un individuo obtiene de su inversión educativa depende, en gran medida, de la región en la que presta sus servicios laborales (López-Bazo y Motellón, 2013). Es más, estudios recientes muestran que la educación tiene un papel determinante en la explicación de las elevadas y persistentes diferencias regionales en los niveles salariales en España. Así, de la evidencia recogida en la literatura se concluye que esta heterogeneidad salarial en el territorio es, en gran medida, consecuencia de la distribución espacial del nivel educativo de los trabajadores y, muy especialmente, de la disparidad de su rendimiento (Motellón et al, 2011; López-Bazo y Motellón, 2012). Este trabajo pretende dar continuidad a estos estudios y profundizar en el origen de la desigualdad regional en los retornos a la educación incorporando en el análisis el efecto de la falta de coincidencia entre la educación de los trabajadores y los requerimientos formativos de su ocupación en cada región.

El interés por el fenómeno del desajuste educativo ha sido creciente en los últimos años, sobre todo en los países desarrollados.<sup>1</sup> Y, de estos estudios, son numerosos los que han estimado los efectos de la sobreeducación y de la infraeducación en los salarios,

---

<sup>1</sup> Duncan y Hoffman (1981), Verdugo y Verdugo (1989), Sicherman (1991), Tsang, Rumberger y Levin (1991), McGoldrick y Robst (1996) estudian este fenómeno para Estados Unidos; Alpin, Shackleton y Walsh (1998), Green, McIntosh y Vignoles (2002), Dolton y Vignoles (2000) y Chevalier (2003) para el Reino Unido; Hartog and Oosterbeek (1998) y, Groot y Massen van den Brink (2000) para Holanda; Bauer (2002) y Buchel y van Ham (2003) para Alemania; Kiker, Santos y De Oliveira (1997) y Mendes de Oliveira, Santos y Kiker (2000) para Portugal; Alba-Ramirez (1993) y García-Serrano y Malo (1996) para España Véase, para una extensa revisión de la sobreeducación McGuinness (2006) y Leuven and Oosterbeek (2011)

obteniendo que los trabajadores sobreeducados suelen percibir una mayor rentabilidad a sus años de escolarización que sus compañeros de ocupación que no están sobreeducados, pero retornos más bajos en comparación con los que obtienen aquellos trabajadores con similar nivel de educación y empleados en ocupaciones que requieren el nivel de estudios que poseen. Adicionalmente, se ha mostrado que los rendimientos a la inversión en educación de los individuos infraeducados son inferiores a los que perciben los trabajadores que no sufren desajuste educativo y ocupan puestos de trabajo equivalentes, pero superiores al que reciben trabajadores con la misma dotación en educación pero que ejercen una ocupación para la que están correctamente formados. De modo que no tener en cuenta si la educación de los individuos se adecúa al puesto de trabajo que ocupan, y, en su caso, cual es la dirección del desajuste, puede ocasionar la obtención de resultados sesgados y parciales sobre el efecto de la educación sobre los salarios y, en consecuencia, afectar a la determinación del efecto de la educación en la explicación del gap salarial entre regiones.

Así, el supuesto de partida de nuestro trabajo es que la inclusión del desajuste educativo nos permitirá valorar si los retornos a los años de educación requeridos, los excedentes y los deficitarios varían entre regiones. Si esto es así, y los asalariados de las regiones caracterizadas por menores ingresos están más penalizados, en términos salariales, en presencia de desajuste educativo, podremos inferir que parte de la brecha salarial entre territorios puede estar originada en esa diferencia. Utilizaremos, por tanto, un enfoque similar al adoptado en Chiswick y Miller (2008) en su análisis de la diferencia en el rendimiento a la educación entre nativos e inmigrantes en Estados Unidos, pero en nuestro caso adaptado al estudio de la diferencia en el rendimiento a la educación entre las regiones españolas.

Como primer paso, y empleando los microdatos de la Encuesta de Estructura Salarial elaborada por el INE y que garantizan la representatividad regional, se parte de la estimación de la ecuación minceriana de salarios y de la conocida como ecuación ORU, sugerida en Duncan y Hollfman (1981), para cada una de las 17 regiones NUTS 2 (Comunidades Autónomas). Posteriormente, y utilizando los coeficientes estimados en las citadas ecuaciones, se aplica la descomposición propuesta en Chiswick y Miller (2008). De manera resumida, esta descomposición se basa en el encadenamiento de sustituciones secuenciales de los diferentes aspectos vinculados con el desajuste

educativo, permitiendo la construcción de distintos escenarios contrafactuales sobre los rendimientos a la educación. La comparación entre los rendimientos contrafactuales y los *reales* para las diferentes regiones nos permite determinar la contribución del desajuste educativo a la dispersión territorial en el retorno a la educación. Es decir, permite cuantificar qué parte de la brecha en el rendimiento a la educación es atribuible a las diferencias en desajuste educativo y qué parte es imputable a la disparidad entre territorios en el efecto a los años de sobreeducación, educación requerida e infraeducación.

Nuestra hipótesis es que el grado de adecuación entre el nivel de cualificación de los trabajadores y el requerido por su puesto de trabajo tiene un impacto significativo en el gap regional en el rendimiento a la educación y, por ende, en la brecha salarial entre territorios. Hasta donde conocemos, tanto la aplicación metodológica como el enfoque adoptado para analizar las discrepancias territoriales en los rendimientos a la educación, son aportaciones novedosas a la literatura. Los resultados de su aplicación al caso español muestran como las regiones no sólo difieren en cuanto al grado de desajuste educativo sino también en el efecto de este desajuste en los salarios. El análisis para determinar cuál de estos dos elementos tiene una mayor capacidad explicativa de la brecha en rendimientos a la educación entre territorios, si la disparidad regional en desajuste educativo o la disparidad en su rendimiento, permite concluir que las diferencias espaciales en retornos a la educación en España se origina, en gran medida, porque los individuos divergen en la rentabilidad que obtienen a sus años de desajuste educativo en función de la comunidad en que prestan sus servicios. Siendo, en este aspecto, significativa la contribución de las disparidades en los rendimientos a la sobreeducación y a la infraeducación. Además, los resultados muestran la escasa influencia de la heterogeneidad regional en nivel de desajuste educativo en la dimensión del gap en rendimientos a la educación entre territorios. Estos resultados nos estaría indicando que si las distintas comunidades se igualasen en la incidencia del desajuste educativo, la heterogeneidad espacial en el impacto de la educación en los salarios permanecería prácticamente estable.

El resto del trabajo se organiza como sigue. En el segundo apartado se efectúa la descripción de la base de datos empleada y de las principales variables utilizadas en el análisis, con especial atención a la medida de salario y de desajuste educativo. En el

tercero se analizan las diferencias regionales en los rendimientos a la educación, así como en estos rendimientos cuando se considera el grado de desajuste educativo de los trabajadores a partir de las denominadas ecuaciones ORU. La presentación de la metodología empleada y la discusión de su adecuación para el estudio de la brecha espacial en la rentabilidad educativa se realiza en el cuarto apartado, mientras que en el quinto se discuten los principales resultados obtenidos. Finalmente, en el apartado 6 se sintetizan las principales conclusiones alcanzadas.

## **2. Base de datos y variables de interés**

El estudio del impacto del desajuste educativo en las diferencias regionales en el rendimiento a la educación requiere de micro-datos procedentes de operaciones estadísticas que garanticen la representatividad a nivel territorial. Es por ello que se han empleado los micro-datos de la Encuesta de Estructura Salarial (EES, en adelante), dado que garantiza la representatividad de la muestra para cada una de las regiones NUTS 2 en España. La EES es realizada por el INE con periodicidad cuatrienal siguiendo los estándares de homogeneidad establecidos por EUROSTAT, proporcionando, información detallada tanto del salario como del tiempo efectivo de trabajo de los individuos en la muestra. Además, incluye información sobre un extenso conjunto de variables que aproximan las características del trabajador, entre las que se encuentra el nivel de estudios más elevado alcanzado y su ocupación, así como de la empresa en la que presta sus servicios. Sobre la muestra original facilitada por el INE se ha efectuado un proceso de depuración encaminado a eliminar valores anómalos, con especial atención a los datos salariales, y a garantizar la comparabilidad de la información de los dos periodos objeto de análisis, 2006 y 2010. La selección de estos dos años permite hacer una valoración del cambio en los efectos analizados en este trabajo como resultado del impacto inicial de la Gran Recesión.

Es importante destacar que la muestra de la EES de 2006 no incluía a los trabajadores que de la Administración Pública y defensa, y Seguridad Social obligatoria (sección O de la CNAE-2009). Por tanto, en este trabajo no se considera a los empleados públicos. Finalmente, hemos restringido el estudio a aquellos asalariados cuya edad no supere los 65 años de todas las regiones españolas con la excepción de los de Ceuta y Melilla, por

las peculiares características de estos territorios. La muestra final resultante es de 167638 individuos para 2006 y 146935 para 2010. Y, como se ha comentado anteriormente, el diseño de la EES garantiza que las muestras de cada Comunidad Autónoma (CCAA) representa a sus correspondientes poblaciones, permitiéndonos obtener una estimación fiable para cada región tanto del rendimiento a la educación, como de éste en función del ajuste entre la escolaridad de los trabajadores y los requisitos formativos exigidos por el puesto de trabajo que ocupan.

La información salarial utilizada es el salario bruto por hora, calculado como el salario bruto pagado por la empresa en el mes de octubre del año correspondiente dividido por el número de horas efectivamente trabajadas por el asalariado ese mes<sup>2</sup>. Conviene indicar que la medida de salario utilizada incluye el salario base y todo tipo de complementos personales –pluses de antigüedad, por conocimiento, formación específica, etc.–, aquellos vinculados con el puesto de trabajo –pluses de nocturnidad, peligrosidad o toxicidad, festivos, etc.– y los que retribuyen la calidad y cantidad de trabajo –incentivos a la productividad, etc.–. Pero no así las remuneraciones extraordinarias, ya sean de horas o de pagas extra, al considerar que, en ambos casos, la EES no proporciona información suficiente para su inclusión en el cálculo del pago por hora trabajada con la fiabilidad requerida.

Destacar que, aunque la EES proporciona el dato referido al salario para el conjunto del año, hemos optado por realizar el análisis con el del mes de octubre. La razón básica es la existencia de un cierto consenso en cuanto a que la información referida al mes de octubre es más fiable de la remuneración del trabajo que la correspondiente al año completo. En cualquier caso, conviene señalar que diversas pruebas confirmaron que el empleo de medidas alternativas del salario, por ejemplo basadas en la remuneración anual, no afecta sustancialmente a la estimación del rendimiento a la educación de los individuos ni a los rendimientos de los años de sobreeducación, de educación requerida e infraeducación, por lo que los resultados que se muestran en este trabajo resultan robustos a medidas salariales alternativas.

Finalmente, la variable que recoge el desajuste educativo merece también una especial atención. En la literatura se establecen tres posibles medidas para establecer la

---

<sup>2</sup> Resultado de multiplicar la jornada semanal facilitada en la encuesta por el número medio de semanas en un mes, 4.429.

educación necesaria para desempeñar una ocupación y, en consecuencia, para determinar el grado de adecuación del nivel educativo de los trabajadores a los requerimientos formativos de su puesto de trabajo: el método objetivo, subjetivo y el estadístico.<sup>3</sup> Sin embargo, no disponer de un catálogo actualizado, elaborado por expertos, que describa con detalle el capital humano demandado (nivel de conocimientos, experiencia, formación, etc.) para desempeñar adecuadamente cada una de las ocupaciones consideradas, impide que podamos comparar estas exigencias con la formación de los trabajadores. Descartada la medida objetiva, las limitaciones que presenta la EES también imposibilita el uso de las medidas subjetivas, ya que la encuesta no incluye preguntas que permitan construirla –no se incluye información sobre la autopercepción de los trabajadores sobre su ajuste educativo (medición directa) ni sobre cómo consideran estos que debería ser el nivel de formación óptimo para desarrollar su puesto de trabajo (medición indirecta)–. Por tanto, y como sucede en gran parte de los estudios aplicados, la disponibilidad de los datos sólo nos permite aproximarnos al problema del desajuste educativo a partir del método estadístico.<sup>4</sup> Así, se han construido dos variables que aproximan esta cuestión a partir de dos estadísticos de tendencia central.<sup>5</sup> Una basada en la media (Verdugo y Verdugo, 1989), clasificando como trabajador sobreeducado (infraeducados) aquel individuo cuyo nivel educativo excede (no alcanza) los años medios de los asalariados de su misma ocupación más (menos) una desviación estándar. Y una segunda variable basada en la moda (Kiker et al, 1997), la cual clasifica a los individuos como correctamente educados si su nivel educativo coincide con el valor modal de la educación en su ocupación y, por ende, estando desajustados aquellos que sobrepasan (sobreeducados) o no han llegado a adquirir este punto de referencia (infraeducados).

Las principales ventajas del empleo del método estadístico son que la medida de desajuste se construye directamente a partir de indicadores con la misma unidad de medida (requerimientos formativos de la ocupación y educación del trabajador que la desempeña), y su mayor capacidad de autocorrección a no estar basados en definiciones

---

<sup>3</sup> Todos ellos tienen ventajas e inconvenientes. Para una extensa revisión general de los principales problemas de la medición de los requisitos educativos, véase, por ejemplo, Hartog (2000) y, Leuven y Oosterbeek (2011).

<sup>4</sup> Estudios recientes, como los de Murillo et al (2012), Rahola et al (2010), Salinas-Jiménez (2013), emplean el método estadístico para analizar el desajuste educativo empleando también la EES.

<sup>5</sup> Para su cálculo se ha considerado la Clasificación Nacional de Ocupaciones a dos dígitos (más de 60 categorías de ocupaciones) y nueve niveles educativos resultantes de asignar años en el sistema reglado a los niveles educativos disponibles en la EES.

exógenas (Halaby, 1994; Kiker et al., 1997). Sin embargo, sus mayores inconvenientes son que tiende a sobreestimar el ajuste educativo al asumir que la moda (media) de la educación de los trabajadores que desempeñan una ocupación es realmente la educación requerida para su desarrollo, que no considera la heterogeneidad dentro de una misma ocupación, y los posibles problemas de medida en categorías ocupacionales minoritarias.<sup>6</sup> La versión basada en la media es la que mayores críticas ha recibido por la arbitrariedad de establecer una desviación estándar como punto de referencia para detectar el desajuste educativo, por su sensibilidad a la situación del mercado de trabajo y a la existencia de datos anómalos, y por la asunción de que el desajuste educativo sigue una distribución normal, lo que, por la simetría de esta distribución, conduce a tasas de sobreeducación e infraeducación similares. Es por ello que, pese a obtener los resultados tanto para su versión en la media como en la moda, el análisis en este trabajo se basará en la medida del desajuste educativo modal. En cualquier caso, conviene recordar que las estimaciones del rendimiento de la educación considerando el ajuste educativo de los trabajadores al puesto de trabajo que desempeñan son robustas al método de medición del desajuste (Hartog, 2000).<sup>7</sup>

La Tabla 1 muestra la media de los salarios brutos por hora y de los principales componentes observados del capital humano: educación, experiencia potencial y antigüedad en la empresa, en cada una de las regiones. El descriptivo nos permite confirmar aquellos rasgos característicos ya recogidos por la literatura: i) la existencia de un persistente y elevado grado de desigualdad regional tanto en los niveles retributivos como en la dotación de capital humano, y ii) la correlación positiva entre ingresos salariales y los distintos componentes del capital humano, más acentuada para el nivel educativo. Así, por ejemplo, se observa como los niveles retributivos medios en las regiones con mayores salarios (Cataluña, Madrid, Navarra y País Vasco) superaban en 2006 en más de un 35% –cerca del 30% en 2010– los percibidos en las CCAA con menores salarios (Canarias, Extremadura y Galicia). Este diferencial alcanza el 70% en 2006 para las regiones con posiciones extremas (Extremadura y País Vasco), reduciéndose a cifras próximas al 50% en 2010. Este mismo ranking, salvo alguna excepción, se mantiene cuando analizamos los años de educación, de modo que, por

---

<sup>6</sup> Bauer, 1999; Blanco, 1997; Büchel, 2001; Hartog, 2000; Leuven y Oosterbeek (2011)

<sup>7</sup> Por cuestiones de espacio, no se incluyen todos los resultados en la versión en la media del desajuste educativo, permaneciendo los mismos a disposición del lector interesado.

ejemplo, Madrid o País Vasco superan entre dos y dos años y medio a las regiones con menor dotación educativa en 2006 y en torno a un año en 2010. Por su parte, la dispersión en la experiencia potencial se asemeja a la mostrada por la educación, mientras que la antigüedad, con una aún mayor heterogeneidad regional que los otros elementos observados del capital humano, reproduce con enorme fiabilidad las divergencias, la evolución y el patrón territorial de la estabilidad laboral en el mercado de trabajo español por su estrecha relación con la contratación temporal.<sup>8</sup>

Si atendemos a la distribución de la incidencia del desajuste educativo observamos, en primer lugar, cómo cuando el estadístico empleado para su cálculo es la media (Tabla 2), los individuos con formación acorde a su ocupación se sobreestiman respecto al empleo moda (Tabla 3). Esta discrepancia deriva del cómputo de este indicador, dado que los valores de los años de educación medios y modales, en cada una de las ocupaciones consideradas, son muy similares.<sup>9</sup> Por tanto, esta discordancia de la incidencia según la técnica empleada, simplemente refleja la menor exigencia que impone el método estadístico en su versión media para considerar a un trabajador como adecuadamente educado, al permitir un rango de valores alrededor de la media (más o menos una desviación estándar). Así, el descriptivo indica que, empleando la media, más de una tercera parte de los asalariados en España disponen de una formación acorde a su puesto de trabajo, y poco menos de un 10% está sobreeducado. Mientras que si empleamos la moda, sólo un 40% de la plantilla del sector privado está correctamente emparejada, en cuanto a formación, con su ocupación, y el porcentaje que excede la educación requerida por su puesto de trabajo está próximo al 30%.

Sin embargo, el análisis de dispersión espacial de la incidencia del desajuste educativo parece robusto al estadístico empleado. Como se muestra en la Tabla 2 y 3, se aprecia una relevante brecha entre Comunidades Autónomas en sus niveles de desajuste que, aunque se suaviza al final del periodo, especialmente si inspeccionamos la evolución de la tasa de trabajadores con la educación requerida e infraeducados, la heterogeneidad espacial en 2010 continúa siendo elevada. Por ejemplo, y centrándonos en la versión moda, mientras Asturias, Navarra o País Vasco muestran índices de sobreeducación que

---

<sup>8</sup> Para un análisis de la distribución regional de la contratación temporal en España véase Toharia et al. (2005), Motellón (2008).

<sup>9</sup> No se incluye, por cuestiones de espacio, la tabla con los años medios y modales de educación para las más de 60 categorías ocupaciones consideradas. Quedan a disposición del lector interesado. Sólo destacar que la divergencia media entre estos estadísticos no supera el año de escolaridad.

rondan entre el 35-36%, en 2010, las regiones de Baleares, Castilla la Mancha o Murcia no alcanzan el 23%. O, si atendemos a la tasa de infraeducación, la presentada por Cantabria, País Vasco o Madrid es más de diez puntos inferior a la de La Rioja, una Comunidad con más del 40% de sus asalariados infraeducados, que llegó incluso a estar en esta situación más de la mitad de sus trabajadores en 2006.

Por otro lado, y en líneas generales, las regiones con mayores niveles retributivos presentan también mayores tasas de trabajadores sobreeducados, que contrasta con sus menores índices de infraeducación, un fenómeno que parece concentrarse en las CCAA con salarios inferiores. Estas pautas observadas son comunes para los dos años analizados, la única diferencia reseñable es que, en 2010, la relación positiva entre retribuciones y sobreeducación se reduce ligeramente, mientras que se acrecienta las relaciones inversas entre salarios y tasa de infraeducación y, sobre todo, entre salarios y la tasa de asalariados adecuadamente educados.

Pero esta conexión entre los niveles de ingresos y el ajuste educativo de los asalariados, no podría ser de otro modo, porque el fenómeno de la sobreeducación está asociado, directamente, con la educación. Así, cabe esperar que aquellas regiones que perciben mayores salarios medios, sean también las que tengan una mayor dotación educativa y, por tanto, sufran con mayor incidencia el problema de la sobreeducación. De igual manera que el fenómeno de la infraeducación se vincula con la falta de formación.<sup>10</sup>

En consecuencia, parece existir un nexo entre salarios, educación y desajuste educativo que muestra como las regiones que concentran mayores niveles salariales, no sólo tienen mayor dotación de capital humano, sino que se distinguen por un desajuste educativo caracterizado por una mayor incidencia de la sobreeducación.

---

<sup>10</sup> A modo ilustrativo, se adjunta el anexo la incidencia del desajuste educativo únicamente para aquellos asalariados con educación universitaria. En ella se aprecia cómo se incrementa considerablemente el porcentaje de sobreeducados, quedando, en la versión moda, muy limitada la tasa de infraeducación (porcentaje muy reducido de diplomados que prestan servicios en las ocupaciones de categorías superiores) e incluso eliminada cuando se emplea la media.

### 3. Diferencias regionales en el retorno a la educación y al desajuste educativo

El punto de partida del análisis de la incidencia del desajuste educativo en las divergencias espaciales en el rendimiento a la educación, lo constituye la estimación de la tasa de retorno educativo para cada una de las regiones españolas. Para ello se emplea la ecuación convencional de capital humano (Mincer, 1974). Y, aunque la especificación original, el salario estaba en función de la educación y de la experiencia de los individuos, el modelo empleado incorpora otras variables que aproximan las características de los trabajadores, de sus puestos de trabajo y de las empresas que los emplea.

$$\ln(w_{ir}) = \beta_r Educ_{ir} + X_{ir}\alpha_r + \varepsilon_{ir} \quad (1)$$

En la ecuación (1) el (logaritmo del) salario de un individuo  $i$  en la región  $r$ ,  $w_{ir}$ , depende de sus años en el sistema educativo,  $Educ_{ir}$ , y de un conjunto de otras características que, de una manera u otra, afectan a su productividad y que agrupamos en  $X_{ir}$ . Mientras que el término de error,  $\varepsilon_{ir}$ , recoge el impacto de aquellos factores inobservables que afectan al salario del trabajador  $i$  en la región  $r$ . Con la estimación especificada en (1), utilizando la muestra de asalariados de cada región  $r$  contenida en la EES de 2006 y de 2010, el rendimiento estimado a un año de educación para ese territorio viene dado por el coeficiente  $\beta_r$ .

Este modelo de determinación de ingresos nos permite estimar las desigualdades en tasas de retorno educativo entre las regiones españolas, pero no tiene en consideración la implicación del desajuste educativo. La ecuación salarial propuesta por Duncan y Hoffman (1981), la denominada “especificación ORU”, resuelve esta cuestión estimando el rendimiento a la educación incorporando el efecto del desajuste educativo. Esta propuesta metodológica consiste en sustituir la dotación de educación en la tradicional ecuación de salarios por su descomposición en años de exceso, requeridos y faltantes en relación al ajuste educativo con el puesto trabajo desempeñado por el individuo. Tal que:

$$Educ_i = Over_i + Req_i - Under_i \quad (2)$$

donde *Req* representa los años de educación requeridos por el puesto de trabajo, *Over* los años de sobreeducación y *Under* de infraeducación.<sup>11</sup>

Integrando (2) en (1), la ecuación ORU se define como:

$$\ln(w_{ir}) = \beta_r^{Over} Over_{ir} + \beta_r^{Req} Req_{ir} + \beta_r^{Under} Under_{ir} + X_{ir}\alpha_r + \mu_{ir} \quad (3)$$

donde  $\mu_{ir}$  representa el término de perturbación aleatoria. En el contexto especificado en (2),  $\beta_r^{Over}$ ,  $\beta_r^{Req}$  y  $\beta_r^{Under}$  expresan, respectivamente, la tasa de rendimiento a los años de sobreeducación, educación requerida por el puesto de trabajo y de infraeducación para la región *r*.

De este modo, las diferencias salariales en el efecto de la educación sobre los salarios, calculadas a partir de (1), quedará matizada con los resultados obtenidos de la estimación del rendimiento salarial al grado de desajuste educativo, gracias a la ecuación ORU en (3).

La Tabla 4 recoge las tasas de retorno a la educación para una especificación reducida de la ecuación salarial en (1) –modelo 1–, donde junto a la educación el salario se determina en función de la experiencia, antigüedad y el género de los individuos, y para una especificación ampliada que incorpora toda una serie de variables que aproximan otras características de los trabajadores y de su entorno –modelo 2–. Como es habitual, el modelo ampliado presenta rendimientos inferiores al incorporar las variables adicionales incluidas parte del efecto de la educación sobre los salarios. Sin embargo, estas diferencias no parecen afectar a las conclusiones extraídas que, por otro lado, son coincidentes con estudios previos. Éstas, básicamente, se pueden sintetizar en cuatro aspectos. i) Las comunidades con mayores niveles salariales tienden a tener también mayores rendimientos a la educación, aunque esta relación positiva se debilita en 2010, ii) un aumento generalizado en estos retornos durante el periodo analizado que, si bien se produce en todas las regiones, no se da con la misma intensidad. iii) Ocasionando un aumento de la heterogeneidad regional en los rendimientos a la educación en 2010,

---

<sup>11</sup> Según la definición en (2), para un asalariado sobreeducado (infraeducado) para su ocupación la variable *Under* (*Over*) tomará valor 0, mientras que para un individuo con un nivel educativo ajustado a su ocupación tanto la variable *Over* como *Under* será nula.

respecto a 2006, aunque iv) no ocasiona cambios significativos en el ranking de las regiones en función de la importancia de la educación sobre los ingresos laborales.

Así, y si comparamos las regiones más dispares, se aprecia como el rendimiento a la educación en 2006 –obtenido con el modelo restringido– no alcanza los 2,5 puntos para Navarra o La Rioja, supera el 5% para Cataluña y sobrepasa el 6% para Madrid. Mientras que en 2010 el rendimiento para el primer grupo de regiones se sitúa en torno al 4%, alrededor de 2,5 puntos menos que Cataluña y casi 4 puntos respecto Madrid. Una pauta que se repite si analizamos el modelo 2, las regiones caracterizadas con un menor rendimiento (Canarias, Cantabria y La Rioja en 2006, y las dos últimas en 2010) experimentan un débil incremento, pasando de, aproximadamente, una tasa del 2,5 a no alcanzar los 2,75 al final del periodo observado. Mientras que Cataluña y Madrid pasan, respectivamente, de rendimientos del 4 y 4.6% al 5 y 6%. Es más, y cómo reflejo del volumen de la desigualdad espacial señalada, únicamente estas comunidades superan en nivel salarial la media española en 2010.<sup>12</sup>

Si atendemos a los rendimientos a la educación en función de la exigencia formativa de la ocupación (Tabla 5), los resultados de la estimación ORU son coherentes con la literatura teórica y empírica previa. i) La tasa de retorno a los años de sobreeducación es inferior a la tasa de los años requeridos por la ocupación, ii) cada año de déficit educativo, respecto a los demandados por el puesto de trabajo, comporta una penalización retributiva, iii) el retorno a los años de educación ajustada a los requerimientos del puesto de trabajo son superiores a los obtenidos sin considerar el desajuste educativo –rendimiento estimado en la ecuación minceriana definida en (1)–. Pero además, arrojan un interesante enfoque avalando el acierto de considerar el desajuste educativo en la configuración de los salarios regionales.

Por un lado, las regiones caracterizadas por mayores retornos a la educación extraen también un mejor rendimiento a los años de sobreeducación y, muy especialmente, a los años de educación requerida. Y, adicionalmente, soportan una penalización por la infraeducación más aguda que otros territorios, como es acorde con el mayor valor que tiene el capital humano en la estructura salarial en estas comunidades. Estos aspectos se

---

<sup>12</sup> Resultados a la educación similares se han obtenido en López-Bazo y Motellón (2012), con la muestra extendida del año 2000 del Panel de Hogares, o en López-Bazo y Motellón (2013) con la EES pero excluyendo a los asalariados de centros con menos de 10 trabajadores.

agudizan en 2010, como muestra la Figura 1, donde se grafica la relación entre el rendimiento a la educación por regiones con los rendimientos a la estimación ORU de la Tabla 5.

Y, por otro lado, destacar cómo cuando desglosamos la educación en función de su relación con el capital humano demandado por el puesto de trabajo, observamos como las regiones españolas son más homogéneas en su retorno a los años requeridos de educación de lo que resultaban cuando atendíamos a las tasas de rendimiento a la educación actual. Indicándonos que el desajuste educativo puede estar desarrollando un rol significativo en la heterogeneidad espacial en la tasa de rentabilidad de la educación. Por el contrario, las CCAA son considerablemente más dispares en su retribución a los años de educación desajustada, tanto para los que exceden como, y en mayor medida, para los que faltan para alcanzar los demandados por la ocupación. De modo que la brecha en retornos a la educación entre regiones se amplía para los años de desajuste educativo. Una desigualdad que, en línea con lo comentado para la educación en general, se amplía en 2010 para los retornos a las distintas variables ORU.<sup>1314</sup>

A modo ilustrativo, y si comparamos las regiones extremas en 2010, las tasas de retorno a los años de educación requeridos por la ocupación se sitúa en el 9% para Cataluña y el 10% para el Madrid, un rendimiento 4 pp superior al que obtenía la educación en general –sin desglosar por el grado de desajuste educativo–. En el lado opuesto, este rendimiento ronda el 5% para regiones como Cantabria y La Rioja – entre 2 y 2,5pp más que el retorno a la educación actual. Y, como se ilustra en la Figura 1, el ranking de las regiones por rendimiento a la educación es prácticamente idéntico cuando atendemos a la educación requerida. Sin embargo, cuando nos centramos en a los años educativos que exceden a los requeridos, estos rendimientos descienden hasta un 5% para Cataluña y Madrid, quedando en un poco más de un 2% para Asturias y sin llegar a

---

<sup>13</sup> Los coeficientes de variación de los rendimientos a los años de educación actual, sobreeducación, educación requerida e infraeducación son, respectivamente: 18, 23, 14 y 32% en 2006 y 21, 22, 18 y 13% en 2010.

<sup>14</sup> La estimación de la ecuación ORU en (2) empleando el modelo restringido (modelo 1) otorga rendimientos más elevados a la sobreeducación y a la educación requerida, y una mayor penalización a la infraeducación (Tabla A3 del Anexo), pero estas discrepancias no modifican el análisis efectuado. Además, es importante señalar como los resultados obtenidos son robustos a la utilización de la media como estadístico para el cálculo de los años requeridos de educación por la ocupación ejercida, simplemente se aprecia un rendimiento a los años de sobreeducación ligeramente más bajos, tal y como se muestra en la Tabla A4.

los tres puntos en Aragón, Cantabria o País Vasco. Finalmente, en cuanto a la infraeducación, cada año que resta para alcanzar los demandados por el puesto de trabajo, supone una penalización, sobre los salarios, de un 2% para Asturias, Castilla León y Madrid, tres veces superior al de las regiones de Andalucía y La Rioja.

Así, la estimación de la ecuación ORU para cada una de las Comunidades Autónomas, definida en (2), nos revela como el rendimiento a los años de sobreeducación, educación requerida e infraeducación varía considerablemente entre territorios. Y, para los años de educación desajustada a los requerimientos formativos del puesto de trabajo, es incluso superior a la heterogeneidad observada cuando simplemente se analiza los retornos a la educación sin atender a su adecuación respecto a la ocupación ejercida por los trabajadores. Pero estas diferencias simplemente nos puede estar alertando de que el desajuste educativo puede tener un papel importante a la hora de explicar las diferencias espaciales en el rendimiento educativo, y no constituyen una prueba suficiente como para que confirme esta hipótesis. Para ello, se requerirá aplicar la metodología propuesta en Chiswick y Miller (2008) que permite descomponer el diferencial en rendimientos a la educación entre el efecto asociado al nivel de desajuste educativo, variables ORU, y aquel vinculado con el retorno a este desajuste.

#### **4. Descomposición del gap en rendimiento educativo. Metodología**

La descomposición de Chiswick y Miller (2008) permite conocer el impacto del desajuste educativo en la diferencia regional en los retornos a la educación, a partir de distinguir la contribución del rendimiento a los años educación sobrantes, requeridos y carentes –según la educación del individuo y la adecuada para la ocupación que ejerce– en el gap regional en rendimientos a la educación obtenido por la estimación de la ecuación tradicional de capital humano en (1).

Para realizar este ejercicio, y por cuestiones tanto de espacio como de simplificación de los resultados obtenidos, se escoge como región de referencia la Comunidad Autónoma

de Madrid ( $M$ ),<sup>15</sup> región con mayor rendimiento a la educación como se muestra en la Tabla 4. De esta forma, se efectuarán dieciséis descomposiciones en las que se analizará cada una de las comunidades autónomas con la comunidad de Madrid.

El arranque de esta metodología, que podemos desglosar en cuatro fases, parte de la estimación del modelo ORU (3) y la construcción de un trabajador hipotético para cada uno de los niveles (años) de educación considerados,  $l=1, \dots, L$ .<sup>16</sup> En una primera etapa de la descomposición, a cada trabajador hipotético de cada nivel de educación ( $l$ ) de la región considerada ( $r$ ) se le asigna los años medios de sobreeducación, educación requerida e infraeducación de los asalariados de su región calculado en el nivel educativo al que pertenecen. Además, y para estandarizar la variación en otras características vinculadas con los salarios pero no relacionadas con la educación, se le asigna a todos los trabajadores hipotéticos los niveles medios de las variables explicativas incluidas en  $X$ . Finalmente, y utilizando los coeficientes de la estimación de la ecuación ORU en (3) para la región  $r$ , obtenemos el salario para cada uno de los individuos hipotéticos (niveles educativos), tal y como se especifica en (4):<sup>17</sup>

$$\ln(\hat{w}_{r1})_l = \hat{\beta}_r^{Over}(\overline{Over}_r)_l + \hat{\beta}_r^{Req}(\overline{Req}_r)_l + \hat{\beta}_r^{Under}(\overline{Under}_r)_l + \bar{X}_r \hat{\alpha}_r, \text{ para } l = 1, \dots, L \quad (4)$$

donde  $L$  son el número de niveles educativo.  $\hat{\beta}_r^{Over}$ ,  $\hat{\beta}_r^{Req}$  y  $\hat{\beta}_r^{Under}$  son, respectivamente, el rendimiento estimado a los años de educación excedentes, requeridos y faltantes – según las exigencias de la ocupación desempeñada– obtenidos del modelo ORU en (3) para la región  $r$ . Mientras que  $\hat{\alpha}_r$  es el vector estimado que recoge el impacto en esa región de las características observadas incluidas en  $X_r$ .

De (4) obtenemos un salario predicho de la región  $r$ ,  $\ln(\hat{w}_r)_l$ , para cada uno de los niveles de estudios considerados,  $l$ . Posteriormente, y siguiendo la regresión simple adicional descrita en (5), cada observación correspondiente a un trabajador hipotético se

---

<sup>15</sup> Tomar como referencia a España supone comparar cada región con un punto de referencia distinto (España menos la región considerada), aumentando la complejidad tanto de presentación de resultados como su interpretación.

<sup>16</sup> A partir de la información recogida en el cuestionario de la EES (máximo nivel de estudios oficiales alcanzados por el trabajador), y cómo es habitual en la literatura empírica, se han considerado nueve niveles educativos en función de los años de educación asignados.

<sup>17</sup> Para simplificar la notación se ha omitido el subíndice  $i$  que hace referencia al individuo.

pondera por el número de individuos de la región  $r$  con ese nivel de estudios en concreto ( $l$ ).

$$\ln(\widehat{w}_{r1})_l p_{rl} = \beta_{r1} Educ_{rl} p_{rl} + \mu_{rl} p_{rl} \quad (5)$$

donde  $p_{rl}$  son los pesos para la región  $r$  y el nivel educativo  $l$ . En esta regresión ponderada (5),  $\hat{\beta}_{r1}$  es una estimación del rendimiento a la educación actual para la región  $r$ , como el que se obtiene de la estimación de la ecuación (2),  $\hat{\beta}_r$ , usando datos individuales para los asalariados de la misma región.

En una segunda etapa, los coeficientes estimados en la ecuación ORU (3) para la región  $r$  ( $\hat{\beta}_r^{Over}$ ,  $\hat{\beta}_r^{Req}$  y  $\hat{\beta}_r^{Under}$ ) son remplazados por los coeficientes estimados en la ecuación ORU para la comunidad de Madrid, tal como se indica en (6):

$$\ln(\widehat{w}_{r2})_l = \hat{\beta}_M^{Over} (\overline{Over}_r)_l + \hat{\beta}_M^{Req} (\overline{Req}_r)_l + \hat{\beta}_M^{Under} (\overline{Under}_r)_l + \bar{X}_r \hat{\alpha}_r \quad (6)$$

Las predicciones obtenidas de la ecuación (6) se regresan, a continuación, para cada nivel educativo a partir de una regresión simple ponderada como la descrita en (5). Es decir:

$$\ln(\widehat{w}_{r2})_l p_{rl} = \beta_{r2} Educ_{rl} p_{rl} + \mu_{rl} p_{rl} \quad (7)$$

En esta segunda regresión complementaria,  $\hat{\beta}_{r2}$  es el rendimiento a la educación en la región  $r$  bajo el supuesto de que los retornos a los años de sobreeducación, infraeducación y educación requerida para esta región son los mismos que para la región de Madrid, aquella que hemos tomado como referencia. La comparación entre este rendimiento contrafactual,  $\hat{\beta}_{r2}$ , y el obtenido usando la predicción de la ecuación (5),  $\hat{\beta}_{r1}$ , que no es más que la reconstrucción del retorno a la educación obtenido para la región  $r$  empleando datos individuales en (2), nos indica como sería la rentabilidad de

la educación en la región  $r$  si los efectos de las variables ORU fuesen los mismos que para Madrid. Es decir,  $(\hat{\beta}_{r2} - \hat{\beta}_r)$  cuantifica la contribución estimada de las diferencias atribuible a los efectos de las variables ORU a la brecha en rentabilidad a la educación entre la región  $r$  y Madrid.<sup>18</sup>

En una tercera etapa, se sustituye en la ecuación (6) las variables ORU para la región  $r$  por los promedios de la muestra para la región de Madrid, condicionado al nivel educativo  $l$ . Es decir,

$$\ln(\hat{w}_{r3})_l = \hat{\beta}_M^{Over}(\overline{Over}_M)_l + \hat{\beta}_M^{Req}(\overline{Req}_M)_l + \hat{\beta}_M^{Under}(\overline{Under}_M)_l + \bar{X}_r \hat{\alpha}_r \quad (8)$$

De nuevo, las predicciones obtenidas en (8) para cada trabajador hipotético, o nivel educativo, son regresadas en los años de educación empleando una regresión simple ponderada como se define en (9)

$$\ln(\hat{w}_{r3})_l p_{rl} = \beta_{r3} Educ_{rl} p_{rl} + \mu_{rl} p_{rl} \quad (9)$$

En esta tercera regresión complementaria,  $\hat{\beta}_{r3}$  es la estimación del rendimiento a la educación para la región  $r$  bajo un doble supuesto: i) que los rendimientos a las variables ORU son los mismos que para la región de Madrid y ii) que la media de estas variables, para cada nivel de estudios, es la misma también. De tal modo que,  $(\hat{\beta}_{r3} - \hat{\beta}_{r2})$  estima qué parte de la brecha en el rendimiento a la educación entre la región  $r$  y Madrid es atribuible a las diferencias en el grado de desajuste educativo.

Finalmente, en la cuarta y última etapa de la descomposición, se realiza una regresión simple ponderada como en (9) pero, en esta ocasión, para ponderar las observaciones correspondiente a un *trabajador hipotético* se emplea como pesos el número de individuos de Madrid en cada nivel educativo ( $l$ ), tal y como se recoge en la ecuación (10).

$$\ln(\hat{w}_{r4})_l p_{Ml} = \beta_{r4} Educ_{rl} p_{Ml} + \mu_{rl} p_{Ml} \quad (10)$$

---

<sup>18</sup> O, análogamente,  $(\hat{\beta}_{r2} - \hat{\beta}_{r1})$

De este modo, el rendimiento a la educación obtenido de la estimación de (10),  $\hat{\beta}_{r4}$ , se corresponde con el retorno estimado a la educación para la región de Madrid empleando datos individuales en (1),  $\hat{\beta}_M$ .<sup>19</sup>

Este conjunto de sustituciones secuenciales descrito que configura la descomposición de Chiswick y Miller, nos permite pasar de la estimación del retorno a la educación para la región  $r$ , en la primera etapa, al rendimiento para la región de Madrid, en la cuarta etapa.<sup>20</sup> Sin embargo, nuestro interés se centra en los rendimientos a la educación contrafactuales de la segunda y tercera etapa, pues nos permitirá evaluar qué parte del gap regional en los retornos a la educación son atribuibles a las diferencias espaciales en el rendimiento ORU y qué parte es atribuible a las divergencias en la media de estas variables entre regiones. Pudiendo descomponer el total del gap regional en rentabilidad a la educación,  $(\hat{\beta}_{4r} - \hat{\beta}_{1r})$ , en tres componentes: el porcentaje asociado a las divergencias en rendimiento al desajuste educativo  $[(\hat{\beta}_{2r} - \hat{\beta}_{1r})/(\hat{\beta}_{4r} - \hat{\beta}_{1r})]$ , al grado de este desajuste,  $[(\hat{\beta}_{3r} - \hat{\beta}_{2r})/(\hat{\beta}_{4r} - \hat{\beta}_{1r})]$ , y a la distribución de sus asalariados en los distintos niveles de estudios,  $[(\hat{\beta}_{4r} - \hat{\beta}_{3r})/(\hat{\beta}_{4r} - \hat{\beta}_{1r})]$ . Y, aunque análogamente podemos desglosar la brecha en retornos a la ORU y a las variables ORU, como se muestra en (11) y (12), respectivamente, sólo interpretaremos la parte imputable a la sobre e infraeducación.<sup>21</sup>

$$(\hat{\beta}_{2r} - \hat{\beta}_{1r}) = (\hat{\beta}_{2r}^{over} - \hat{\beta}_{1r}^{over}) + (\hat{\beta}_{2r}^{Req} - \hat{\beta}_{1r}^{Req}) + (\hat{\beta}_{2r}^{Under} - \hat{\beta}_{1r}^{Under}) \quad (11)$$

$$(\hat{\beta}_{3r} - \hat{\beta}_{2r}) = (\hat{\beta}_{3r}^{over} - \hat{\beta}_{2r}^{over}) + (\hat{\beta}_{3r}^{Req} - \hat{\beta}_{2r}^{Req}) + (\hat{\beta}_{3r}^{Under} - \hat{\beta}_{2r}^{Under}) \quad (12)$$

---

<sup>19</sup> El orden en que se desarrollan las sustituciones (etapas de la descomposición) puede ser modificado en función de qué se pretenda valorar. Por ejemplo, se podría sustituir la media de las variables ORU de la región  $r$  por las observadas en Madrid en la segunda etapa y, en una tercera etapa, incorporar la sustitución también de los rendimientos a estas variables. Adicionalmente, se puede realizar la descomposición de forma secuencial analizando el efecto de los rendimientos y media de las variable ORU de una en una. Nótese sin embargo que, aunque computacionalmente se puede realizar, carece de sentido analizar individualmente el impacto de los años de educación requerida, ya que, por ejemplo en la tercera etapa, implicaría imponerle a la región  $r$  la distribución ocupacional de Madrid y, por tanto, necesariamente esto ocasiona inmediatamente un cambio en los años de sobreeducación y/o infraeducación en la región, en función de si los requerimientos formativos de la región de Madrid son superiores o inferiores a los de la región  $r$ . Es por ello que este trabajo sólo desagrega los resultados para los años de desajuste, sin considerar el impacto individual de los correctamente considerados.

<sup>20</sup> Como no puede ser de otra forma, cuando la región  $r$  es Madrid, los retornos a la educación estimados en las cuatro etapas de la descomposición serán coincidentes.

<sup>21</sup> Véase explicación en nota al pie de página 16.

donde  $\hat{\beta}_r^{Over}$ ,  $\hat{\beta}_r^{Req}$  y  $\hat{\beta}_r^{Under}$  son, respectivamente, los coeficientes estimados de la educación para la región r ajustados, por los años de educación excedentes, requeridos y carentes en relación a la ocupación ejercida.

## **5. Impacto del desajuste educativo en el gap regional en el retorno a la educación**

En este apartado se sintetizan los resultados obtenidos al realizar la descomposición de Chiswick y Miller para las diferencias en las tasas de rentabilidad a la educación entre las regiones españolas. Como se ha indicado en la sección 4, ello es posible por la comparación entre los retornos educativos estimados para la región seleccionada y la de referencia (Madrid), con aquellos rendimientos contrafactuales estimados en (7) y (9) - producto de imputarle a la región analizada distintos aspectos de Madrid vinculados con el desajuste educativo. Esta estrategia permite desglosar la brecha regional en el efecto de la educación sobre los salarios en dos componentes: i) uno atribuible al impacto del desajuste educativo sobre el rendimiento a la educación y ii) el otro derivado de la distinta distribución de los individuos en los distintos niveles educativos considerados. Y, adicionalmente, es posible desagregar el primero de estos componente, cuyo análisis centra este trabajo, en dos partes según si el efecto del desajuste es ocasionado por divergencias en rendimiento estimado a las variables ORU entre las regiones o si este es producido porque las CCAA soportan distintos nivel de estas variables ORU.

La Tabla 6 recopila de forma esquemática los resultados obtenidos para el conjunto de factores considerados. En ella se aprecia como, para la totalidad de las CCAA, el efecto asociado al desajuste educativo explica, aunque con distinta intensidad, una parte sustancial de la brecha regional en el retorno a la educación. Una capacidad explicativa que incrementa su importancia considerablemente en 2010 respecto a 2006. Observándose como, al final del periodo considerado, más de tres cuartas partes del diferencial en la rentabilidad de la educación está ocasionada por este componente; situándose en torno al 90% para regiones como Andalucía, Aragón, Cantabria y País Vasco. Este resultado implica que el impacto del desajuste educativo fuese común en todas las CCAA, se produciría una elevada homogeneidad en el rendimiento a la educación entre las regiones españolas. Sin embargo, y como se deriva de los resultados de la Tabla 6, este impacto del desajuste educativo se explica, en gran medida, porque

los territorios difieren en el impacto de este desajuste sobre los salarios, y no al distinto grado de desajuste existente en las regiones. Como muestra de esta relevancia, si el retorno a las variables ORU fuese como el de Madrid, la brecha en rendimientos a la educación para las CCAA de Andalucía, Aragón, Baleares, Navarra o País Vasco se reduciría, con respecto a esta comunidad, en más de un 80%. Llegando incluso a desaparecer en los casos de Cantabria y Extremadura, donde los rendimientos al desajuste educativo provocan en torno al 90% de la brecha total los retornos educativos. Incluso para Cataluña, la región donde este elemento tiene menos capacidad explicativa, el gap se reduciría en más de la mitad.

Obsérvese, por otro lado, que si atendemos al impacto sobre el diferencial en el rendimiento a la educación atribuible a divergencias en las variables ORU entre las regiones, podemos apreciar como si los territorios estuviesen equilibrado únicamente en este aspecto, el gap en retornos a la educación se ampliaría para algunas comunidades autónomas –valores negativos en la tercera columna de cada año–. Un hecho si bien no es minoritario en 2006, en 2010 sólo acontece en un reducido número de territorios. Este resultado indica que, para estas comunidades, su distribución del desajuste educativo es más “beneficiosa” que la de Madrid, en el sentido que aumenta su rendimiento a la educación. Prueba de ello, es que si igualamos los niveles de las variables ORU a los de la región de referencia, el retorno contrafactual a la educación para estas comunidades desciende respecto al actual (tercera columna de la Tabla 7). Destaca, en este sentido, Baleares, Castilla la Mancha, Extremadura y Murcia, en 2006, y Baleares y Extremadura en 2010.

Cuando calculamos la tasa de rendimiento a la educación por regiones bajo los escenarios contrafactuales señalados –que el retorno a las variables ORU sea idéntico al de Madrid y/o igualando sus niveles de desajuste formativo– (Tabla 7), obtenemos que si todas las regiones españolas obtuviesen el mismo efecto del desajuste educativo sobre los salarios, la dispersión espacial en España en el retorno a la educación se reduciría en dos terceras partes en 2006. Siendo más sorprendentes los resultados para 2010, donde la heterogeneidad regional en rendimientos a la educación, que, como se ha comentado, es más intensa que en 2006, acabaría prácticamente desapareciendo.

Si atendemos a qué está detrás del impacto del desajuste educativo, si las diferencias a los rendimientos a las variables ORU o, por el contrario, el distinto nivel en estas variables entre los territorios, se aprecia claramente como las discrepancias en el retorno a los años de sobreeducación, educación requerida e infraeducación tiene una mayor capacidad explicativa. Así, el incremento en la tasa de rentabilidad a la educación que se produciría en las comunidades españolas si igualamos sus rendimientos a la ORU a los que obtienen los asalariados madrileños, la dispersión regional se reduciría a la mitad en 2006, quedando cerca de ser eliminada en 2010.

La Figura 2 ilustra esta situación, en ella se compara la tasa de rentabilidad actual de la educación para cada CCAA con aquella tasa contrafactual resultante de atribuirle a cada comunidad el rendimiento a las variables ORU de Madrid (gráficos superiores), o bien de asignarle su mismo nivel de desajuste educativo (gráficos inferiores). La equiparación en los rendimientos a los años de escolaridad según su ajuste con el puesto de trabajo, ocasiona un desplazamiento de todas las regiones hacia la posición ocupada por Madrid (región de referencia), que resulta más evidente para el año 2010. En este sentido, podemos destacar el caso de La Rioja en 2006. Única región que, ante este escenario contrafactual, su retorno a la educación superaría en 1.1pp al que obtienen los trabajadores madrileños. Esta imagen contrasta con la que se observa cuando los rendimientos contrafactuales recogen el impacto de homogeneizar los territorios en sus niveles de desajuste educativo. Los gráficos muestran como la posición de las regiones poco varía respecto a la bisectriz, sobre todo para 2010, confirmando que los rendimientos a la educación tras ser ajustados por los niveles de las variables ORU son muy similares a los rendimientos que actualmente están obteniendo sus trabajadores a sus años de educación.

La última parte de este análisis consiste en determinar si las divergencias en las tasas de retorno a las variables ORU entre territorios, que como hemos mostrado está detrás de la mayor parte la heterogeneidad regional en rendimientos a la educación, están originadas por las tasas de retorno a la sobreeducación y/o a la infraeducación.<sup>22</sup> Los resultados de esta descomposición se muestran en la Tabla 8. En ella se recoge la parte del gap en el

---

<sup>22</sup> Como se especifica en el apartado 3, el efecto del rendimiento a las variables ORU puede ser desglosado en tres componentes, en función si es imputable a la variable de sobreeducación, a la variable de educación requerida o a la variable de infraeducación. Aunque sólo será analizado el asociado a la sobre e infraeducación. El pie de página 16 contiene una explicación de porqué no se analiza el efecto atribuible a los años de educación requerida.

impacto de las variables ORU imputable a los años de exceso o de carencia, respecto a la demanda formativa del puesto de trabajo, así como a estos dos fenómenos a la vez. Adicionalmente, y en paréntesis, se incluye qué porcentaje del diferencial total en tasas de rendimiento a la educación representa cada uno de estos elementos.

Lo que se observa es una elevada heterogeneidad en el rendimiento regional a los años educativos desajustados. Que, en todo caso, tienen una capacidad explicativa de la brecha en rentabilidad de la educación entre CCAA relevante y que se incrementa a lo largo del tiempo. Así, para la práctica totalidad de las comunidades en 2010, el menor rendimientos a la sobreeducación y a la infraeducación que obtienen sus trabajadores, explica más de una quinta parte del diferencial con respecto a Madrid en retornos a la educación. Superando esta capacidad explicativa el 25% para comunidades como Andalucía, Navarra o La Rioja. Este aspecto explica el aumento en las tasas de retorno a la educación que experimentan las regiones cuando se igualan los rendimientos a los años de educación desajustada que muestra la Tabla 9, así como el descenso de la dispersión regional en el efecto de la educación sobre los salarios.

Por último señalar que, si analizamos de forma independiente la sobreeducación y la infraeducación, no se observa un patrón claro. Así, mientras hay regiones donde los retornos a la sobreeducación parecen tener un papel más relevante en la configuración de su brecha en rendimientos a la educación respecto a la región de referencia (Madrid), hay otro grupo de CCAA donde parece prevalecer el impacto de los retornos a los años de carencia educativa. Variando, además, esta importancia dentro de una misma CCAA en función del año analizado. Prueba de ello es que, como se refleja en la Tabla 7, la homogeneización que supone igualar la rentabilidad a un año de sobreeducación de todas las CCAA al nivel de Madrid, prácticamente representa la misma reducción de la heterogeneidad territorial que cuando lo que se igualan son los rendimientos a los años de infraeducación.

Sin embargo, cuando hemos analizamos la correlación entre rendimientos a la educación (Tabla 4) y la capacidad explicativa de los retornos a la años de escolaridad desajustados en la brecha en los retornos educativos entre esta región y Madrid (porcentajes en paréntesis de la Tabla 9), observamos como parece existir una cierta relación negativa entre las tasas de rentabilidad de la educación y el peso de los retornos

a los años de sobreeducación, que resulta más intensa en 2010 (coeficiente de variación de -33% en 2006, y -46.54% en 2010). En cambio, cuando se repite el análisis para los rendimientos a los años de infraeducación, se muestra como si bien en 2006 esta relación también es negativa, incluso más intensa que la detectada para la sobreeducación (coeficiente del -42%). Nos encontramos que esta relación se invierte en 2010 –aumentos en los retornos a la educación van acompañados de un aumento de importancia de la rentabilidad de la infraeducación en el diferencial territorial en el efecto de la educación sobre los salarios–, aunque su intensidad es reducida (coeficiente del 17%)

## **6. Conclusiones**

Este trabajo aporta evidencia acerca de la importancia del desajuste educativo en la configuración de las diferencias espacial en tasas de rendimiento a la educación. Unas diferencias que la literatura empírica previa ha señalado como uno de los principales contribuyentes en la configuración de las desigualdades salariales entre las regiones españolas.

Utilizando el método estadístico para determinar los años de educación ajustados a los requerimientos formativos del puesto de trabajo desempeñado por el individuo, y empleando los microdatos de la EES para 2006 y 2010, se ha mostrado como las regiones españolas difieren tanto en sus niveles de desajuste educativo como en el sentido del mismo, con un predominio de la sobreeducación en aquellas comunidades caracterizadas por una mayor dotación de capital humano y de la infraeducación en las CCAA con menores niveles de estudios. Y que además, lo hacen de forma persistente.

Pero las CCAA no sólo difieren en sus niveles de las variables ORU (años de sobreeducación, educación requerida e infraeducación), sino que los resultados han revelado que los territorios presentan, adicionalmente, importantes discrepancias en el efecto de estas variables sobre los salarios. A fin de determinar

el origen de la dimensión regional del retorno a la educación, y el papel desempeñado por el desajuste educativo, se ha analizado en profundidad cómo la contribución de estas dos fuentes de discrepancia. Con este fin se ha aplicado la propuesta metodológica de Chiswick y Miller (2008), que permite descomponer en detalle el gap en retornos educativos.

Los resultados de la descomposición confirman que las diferencias espaciales en tasas de retorno a la educación son, en gran medida, atribuible a la disparidad de los efectos de las variables ORU en los salarios. Siendo, además, creciente en el tiempo. Así, la igualación en los rendimientos a las variables ORU provocarían reducción mínima de la brecha regional en los retornos a la educación en torno al 60% en 2010, alcanzando el 80% para la gran mayoría de las comunidades. Y, el análisis detallado de la aportación de cada variable ORU, nos indica que la dispersión territorial del rendimiento a los años de educación inadecuada para la profesión ejercida, ya sea por exceso o por defecto, está detrás de un parte sustancial del gap en retornos a la educación. De modo que la igualación en el impacto salarial de la sobreeducación y la infraeducación, reduciría la brecha en retornos a la educación entre las comunidades españolas alrededor de un 20% en 2010. Sin embargo, cuando consideramos de forma individual los años de sobreeducación de los años de infraeducación, no parece observarse de forma inmediata un patrón claro. A pesar de que los resultados indican que, por ejemplo, en las regiones con elevadas tasas de rentabilidad a la educación el retorno a la sobreeducación tiene un papel menos preponderante en la explicación de porqué diverge su rendimiento a la educación respecto a la región de referencia. Es por ello que, con toda probabilidad, un análisis más profundo de esta cuestión deberá ser abordado en el futuro. Ello nos debería permitir determinar porqué un año de educación divergente, respecto a los demandados por la ocupación, tiene un impacto distinto según el territorio, así como poder valorar si hay alguna pauta entre el distinto beneficio asociado a tener un año de más en los territorios y las diferencias regionales en la penalización por carecer de un año de escolaridad para alcanzar los requeridos por el puesto de trabajo.

Finalmente, los resultados muestran que la contribución de la distribución de la educación en años excedentes, requeridos o faltantes, en función de las exigencias

de la ocupación, tienen un papel marginal. En consecuencia, la simple homogeneización en el ajuste educativo de los trabajadores en el territorio no necesariamente se traduciría en una reducción sustancial de las diferencias en el retorno a la educación entre las regiones españolas. Es más, incluso podría incrementar ligeramente esta brecha para algunas comunidades.

## Referencias

- Aguilar-Ramos, M.I. y García-Crespo, D. (2008): Desajuste educativo y salarios en España: nueva evidencia con datos de panel, *Estadística Española*, 50(168):393-426.
- Alba-Ramírez, A. (1993): Mismatch in the Spanish labor market: Overeducation? *The Journal of Human Resources*, 28, 259-278.
- Alpin, C., Shackleton, J. R., & Walsh, S. (1998). Over- and undereducation in the UK graduate labour market. *Studies in Higher Education*, 23, 17-34.
- Bauer, T. K. (2002). Educational mismatch and wages: A panel analysis. *Economics of Education Review* 21, 221-229.
- Blanco, J. M. (1997): Comentarios acerca del desajuste educativo en España, *Papeles de Economía Española*, 72: 275-291.
- Büchel, F. (2001), "Overqualification: reasons, measurement issues and typological affinity to unemployment", in Descy, P. and Tessaring, M. (Eds), *Training in Europe*, second report on vocational training research in Europe 2000. Background Report, Vol. 2, Cedefop, Luxembourg, pp. 453-560.
- Büchel, F., & van Ham, M. (2003). Overeducation, regional labor markets, and spatial flexibility. *Journal of Urban Economics*, 53, 482-493.
- Chevalier, A. (2003). Measuring over-education. *Economica*, 70, 509-531.
- Chiswick, B. R., & Miller, P. W. (2008). Why is the payoff to schooling smaller for immigrants? *Labour Economics*, 15, 1317-1340.
- Dolton, P., & Vignoles, A. (2000). The incidence and effects of overeducation in the U.K. Graduate Labour Market. *Economics of Education Review*, 19, 179-198.
- Duncan, G. J., & Hoffman, S. D. (1981): The incidence and wage effects of overeducation. *Economics of Education Review*, 1, 75-86.
- García-Serrano, C. Y Malo, M.A. (1996): Desajuste educativo y movilidad laboral en España, *Revista de Economía Aplicada*, 4(11): 105-131.
- Green, F., McIntosh, S., & Vignoles, A. (2002). The utilization of education and skills: Evidence from Britain. *The Manchester School*, 70, 792-811.
- Groot, W., & Massen van den Brink, H. (2000). Skill mismatches in the Dutch labor market. *International Journal of Manpower*, 21, 584-595
- Halaby, C. (1994). Overeducation and skill mismatch. *Sociology of Education*, 67, 47-59.
- Hartog, J. (2000): Over-education and earnings: Where are we, where should we go?, *Economics of Education Review*, 19:131-147.
- Hartog, J., & Oosterbeek, H. (1998). Education, allocation and earnings in the Netherlands: Overschooling? *Economics of Education Review*, 7, 185-194.
- Kiker, B. F., Santos, M. C., & de Oliveira, M. M. (1997). Overeducation and undereducation: Evidence for Portugal. *Economics of Education Review*, 16, 111-125.

- Leuven, E., & Oosterbeek, H. (2011). Overeducation and Mismatch in the Labor Market. In *Handbook of the Economics of Education*, vol 4, ed. Eric A. Hanushek.
- López-Bazo y Moreno, R. (2007): Regional Heterogeneity in the Private and Social Returns to Human Capital, *Spatial Economic Analysis*, 2(1):23-44.
- López-Bazo y Motellón, E. (2013): Disparidades en los mercados de trabajo regionales. El papel de la educación, *Papeles de Economía Española*, 138:46-61.
- López-Bazo, E. y Motellón, E. (2012): Human capital and regional wage gaps, *Regional Studies*, 46: 1347–1365.
- McGoldrick, K., & Robst, J. (1996). Gender differences in overeducation: a test of the theory of differential overqualification. *American Economic Review*, 86, 280-284
- McGuinness, S. (2006). Overeducation in the labour market. *Journal of Economic Surveys*, 20, 387-418.
- Mendes de Oliveira, M., Santos, M. C., & Kiker, B. F. (2000). The Role of Human Capital and Technological Change in Overeducation. *Economics of Education Review*, 19, 199-206.
- Mendes de Oliveira, M., Santos, M. C., & Kiker, B. F. (2000). The Role of Human Capital and Technological Change in Overeducation. *Economics of Education Review*, 19, 199-206.
- Mincer, J. (1974). Schooling, experience, and earnings. NBER, New York.
- Motellón, E. (2008): Un análisis de las diferencias regionales en el impacto de la contratación temporal en España, *Investigaciones Regionales*, 12:107-131.
- Motellón, E., López-Bazo, E. y El-Attar, M. (2011): Regional heterogeneity in wage distributions: Evidence from Spain, *Journal of Regional Science*, 51: 558–584.
- Murillo-Huertas, I. ; Rahola-López, M. & Salinas-Jiménez, M. del M. (2010): Incidencia del desajuste educativo en el rendimiento privado de la educación en España, *Investigaciones de Economía de la Educación*, 5:267-284.
- Murillo, I.P., Rahona-López, M. and Salinas-Jiménez, M. (2012): *Effects of educational mismatch on private returns to education: An analysis of the Spanish case (1995–2006)*, *Journal of Policy Modeling*, vol.34(5):646-659
- Salinas-Jiménez, M., Rahola-López, M.; Murillo-Huertas, I.P. (2013): Gender wage differentials and educational mismatch: an application to the Spanish case, *Applied Economics*, vol.45(30):4226-4235
- Sicherman, N. (1991). Overeducation in the labor market. *Journal of Labor Economics*, 9, 101–122.
- Toharia, L. (Dir) (2005): *El problema de la temporalidad en España: Un diagnóstico*. Colección de Economía y Sociología del Trabajo. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Madrid
- Tsang, M. C., Rumberger, R. W., & Levin, H. M. (1991). The impact of surplus schooling on worker productivity. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 30, 209-228.
- Verdugo, R., & Verdugo, N. (1989). The impact of surplus schooling on earnings. *Journal of Human Resources*, 24, 629–643.

**Tabla 1.** Descriptivo de las principales características observables por regiones (media y desviación estándar)

	2006				2010			
	Wbr	Educ.	Exp.	Antig.	Wbr	Educ.	Exp.	Antig.
Andalucía	7.42 (4.607)	9.98 (4.105)	18.95 (11.216)	4.83 (7.232)	9.56 (5.831)	10.95 (3.738)	20.79 (10.822)	7.12 (8.252)
Aragón	8.58 (5.282)	10.54 (3.664)	20.91 (11.824)	7.21 (8.970)	10.28 (5.658)	10.99 (3.767)	22.27 (11.458)	8.87 (9.627)
Asturias	7.74 (4.411)	10.84 (3.460)	20.38 (11.442)	5.99 (8.120)	9.79 (6.450)	11.08 (3.459)	22.43 (11.512)	8.96 (10.207)
Baleares, Islas	7.65 (4.499)	9.03 (4.192)	21.08 (11.828)	5.82 (7.701)	9.60 (5.798)	10.41 (3.496)	22.11 (11.520)	6.94 (8.176)
Canarias, Islas	6.58 (4.143)	9.34 (4.074)	20.22 (11.336)	5.11 (7.144)	8.53 (5.214)	10.62 (3.529)	21.94 (10.681)	6.88 (7.712)
Cantabria	7.46 (3.674)	10.37 (3.451)	20.76 (11.687)	6.63 (8.914)	9.53 (5.272)	11.00 (3.582)	22.70 (11.869)	8.91 (9.933)
Castilla León	7.82 (4.819)	10.28 (4.055)	21.36 (12.117)	7.70 (9.661)	9.59 (9.035)	10.81 (3.666)	22.93 (11.643)	8.59 (9.501)
Castilla La Mancha	7.25 (4.558)	9.74 (3.698)	19.53 (11.512)	5.52 (7.484)	8.96 (4.947)	10.16 (3.640)	21.34 (11.313)	6.75 (8.118)
Cataluña	9.51 (5.991)	10.94 (3.841)	20.68 (11.942)	7.46 (9.000)	11.11 (8.187)	11.41 (3.744)	21.61 (11.436)	8.24 (8.856)
Valencia, Com.	7.67 (4.154)	9.95 (3.854)	19.98 (11.751)	5.80 (7.800)	9.61 (5.753)	10.84 (3.699)	22.48 (11.345)	8.21 (8.691)
Extremadura	6.12 (3.198)	9.62 (3.752)	18.91 (11.300)	4.58 (6.430)	8.28 (4.511)	10.47 (3.662)	22.18 (11.404)	7.10 (8.391)
Galicia	7.05 (4.251)	10.16 (4.106)	20.56 (11.746)	6.28 (8.219)	8.61 (5.009)	10.82 (3.551)	22.15 (11.558)	7.73 (8.593)
Madrid	10.10 (7.645)	11.55 (4.062)	19.60 (11.492)	6.85 (8.765)	11.22 (7.918)	11.97 (3.839)	20.77 (11.297)	7.68 (8.584)
Murcia	7.14 (3.971)	9.72 (3.613)	19.59 (11.189)	4.89 (6.937)	9.26 (6.020)	10.58 (3.682)	21.04 (11.005)	7.02 (7.931)
Navarra	9.72 (5.106)	10.73 (4.223)	20.62 (11.833)	8.10 (9.354)	11.01 (5.859)	11.26 (3.641)	22.01 (11.865)	9.34 (9.986)
País Vasco	10.36 (5.745)	11.56 (3.978)	21.23 (11.922)	9.11 (10.334)	12.36 (7.475)	11.77 (3.743)	22.95 (11.665)	9.96 (10.218)
Rioja, La	7.51 (3.367)	9.08 (4.210)	21.18 (12.305)	7.04 (8.763)	8.91 (6.145)	10.10 (3.944)	21.98 (11.897)	7.91 (8.533)
España*	8.56 (5.716)	10.56 (4.018)	20.13 (11.680)	6.52 (8.530)	10.26 (7.051)	11.20 (3.752)	21.66 (11.347)	7.94 (8.812)

\* No incluye las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla

**Nota:** Wbr (salario bruto hora) en euros del año correspondiente; Educ (educación), Exp (experiencia potencial) y Antig. (antigüedad en el puesto de trabajo) medidas en años; Hom. (Hombre) porcentaje de hombres en la muestra.

**Tabla 2.** Incidencia del desajuste educativo por regiones (versión media)

	2006			2010		
	Sobreed.	Requerida	Infraed.	Sobreed.	Requerida	Infraed.
Andalucía	8.34	74.85	16.80	8.15	79.91	11.94
Aragón	10.00	81.77	8.22	9.74	79.01	11.25
Asturias	11.45	81.60	6.94	9.44	79.50	11.07
Baleares, Islas	5.32	67.22	27.46	4.60	84.10	11.30
Canarias, Islas	6.93	72.22	20.85	7.12	79.43	13.46
Cantabria	8.94	82.53	8.53	9.10	80.30	10.60
Castilla León	10.40	75.82	13.78	8.02	80.21	11.77
Castilla La Mancha	5.79	80.98	13.22	4.14	81.16	14.70
Cataluña	9.87	79.09	11.04	9.32	78.41	12.28
Valencia, Com.	8.67	79.18	12.15	6.40	81.02	12.59
Extremadura	6.35	77.66	15.98	5.49	82.84	11.68
Galicia	9.07	75.90	15.03	8.39	81.43	10.19
Madrid	12.58	77.46	9.96	9.02	80.40	10.58
Murcia	4.48	84.47	11.05	6.26	78.45	15.28
Navarra	13.21	72.98	13.81	10.15	78.76	11.09
País Vasco	16.23	72.99	10.78	13.09	76.66	10.25
Rioja, La	8.86	72.75	18.39	8.55	76.16	15.29
España*	9.90	77.30	12.80	8.43	79.79	11.78

\* No incluye las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla

**Nota:** Porcentaje de individuos sobreeducados (Sobre), adecuadamente educados (Adecuado) e infraeducados (Infra)

**Tabla 3.** Incidencia del desajuste educativo por regiones (versión moda)

	2006			2010		
	Sobreed.	Requerida	Infraed.	Sobreed.	Requerida	Infraed.
Andalucía	27.91	39.73	32.36	25.54	39.86	34.60
Aragón	31.16	39.66	29.18	29.41	37.41	33.18
Asturias	36.78	42.80	20.42	36.63	33.30	30.07
Baleares, Islas	22.67	36.20	41.13	21.54	43.08	35.38
Canarias, Islas	25.43	37.42	37.15	26.21	41.31	32.49
Cantabria	32.81	35.80	31.39	31.34	39.99	28.67
Castilla León	31.51	36.02	32.47	30.30	36.28	33.42
Castilla La Mancha	23.19	44.67	32.15	22.08	38.46	39.46
Cataluña	29.09	42.31	28.59	27.63	40.00	32.37
Valencia, Com.	25.59	40.30	34.12	23.43	40.53	36.03
Extremadura	25.76	44.44	29.80	22.96	38.74	38.29
Galicia	29.26	39.72	31.02	28.55	41.02	30.43
Madrid	29.74	42.81	27.44	27.29	43.11	29.60
Murcia	23.98	43.65	32.36	22.66	43.06	34.28
Navarra	36.53	35.11	28.36	35.17	34.05	30.78
País Vasco	39.04	37.97	22.99	35.49	37.24	27.27
Rioja, La	26.01	23.64	50.35	28.84	29.69	41.46
España*	28.99	40.67	30.33	27.30	40.14	32.56

\* No incluye las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla

**Nota:** Porcentaje de individuos sobreeducados (Sobre), adecuadamente educados (Adecuado) e infraeducados (Infra)

**Tabla 4.** Tasas de rendimiento a la educación estimado por regiones

	2006			2010		
	(1)	(2)	N. Obs	(1)	(2)	N. Obs
Andalucía	0.0413***	0.0257***	15085	0.0501***	0.0318***	14545
Aragón	0.0428***	0.0292***	8373	0.0494***	0.0347***	5933
Asturias	0.0437***	0.0296***	5534	0.0469***	0.0355***	4443
Baleares, Islas	0.0425***	0.0282***	4502	0.0643***	0.0421***	4122
Canarias, Islas	0.0436***	0.0244***	6321	0.0591***	0.0411***	6198
Cantabria	0.0426***	0.0252***	4062	0.0489***	0.0273***	3552
Castilla León	0.0487***	0.0334***	10150	0.0614***	0.0407***	7715
Castilla La Mancha	0.0497***	0.0299***	7984	0.0598***	0.0357***	5724
Cataluña	0.0537***	0.0399***	24843	0.0653***	0.0512***	25714
Valencia, Com.	0.0423***	0.0295***	15390	0.0561***	0.0420***	12018
Extremadura	0.0442***	0.0287***	3871	0.0562***	0.0383***	3231
Galicia	0.0458***	0.0300***	10313	0.0602***	0.0400***	8122
Madrid	0.0627***	0.0458***	22934	0.0781***	0.0607***	26882
Murcia	0.0435***	0.0306***	6843	0.0594***	0.0410***	4376
Navarra	0.0397***	0.0279***	5836	0.0424***	0.0320***	3784
País Vasco	0.0424***	0.0289***	12087	0.0532***	0.0382***	8339
Rioja, La	0.0376***	0.0251***	3510	0.0389***	0.0273***	2237
España*	0.0478***	0.0335***	167638	0.0611***	0.0444***	146935

\* No incluye las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla

**Nota:** [1] = Experiencia (su cuadrado), antigüedad (su cuadrado) y género son incluidos como controles (y región para la estimación de España)

[2] = [1] más nacionalidad, tipo de contrato, responsabilidad, nivel de mercado, tamaño empresarial, convenio colectivo y sector de actividad.

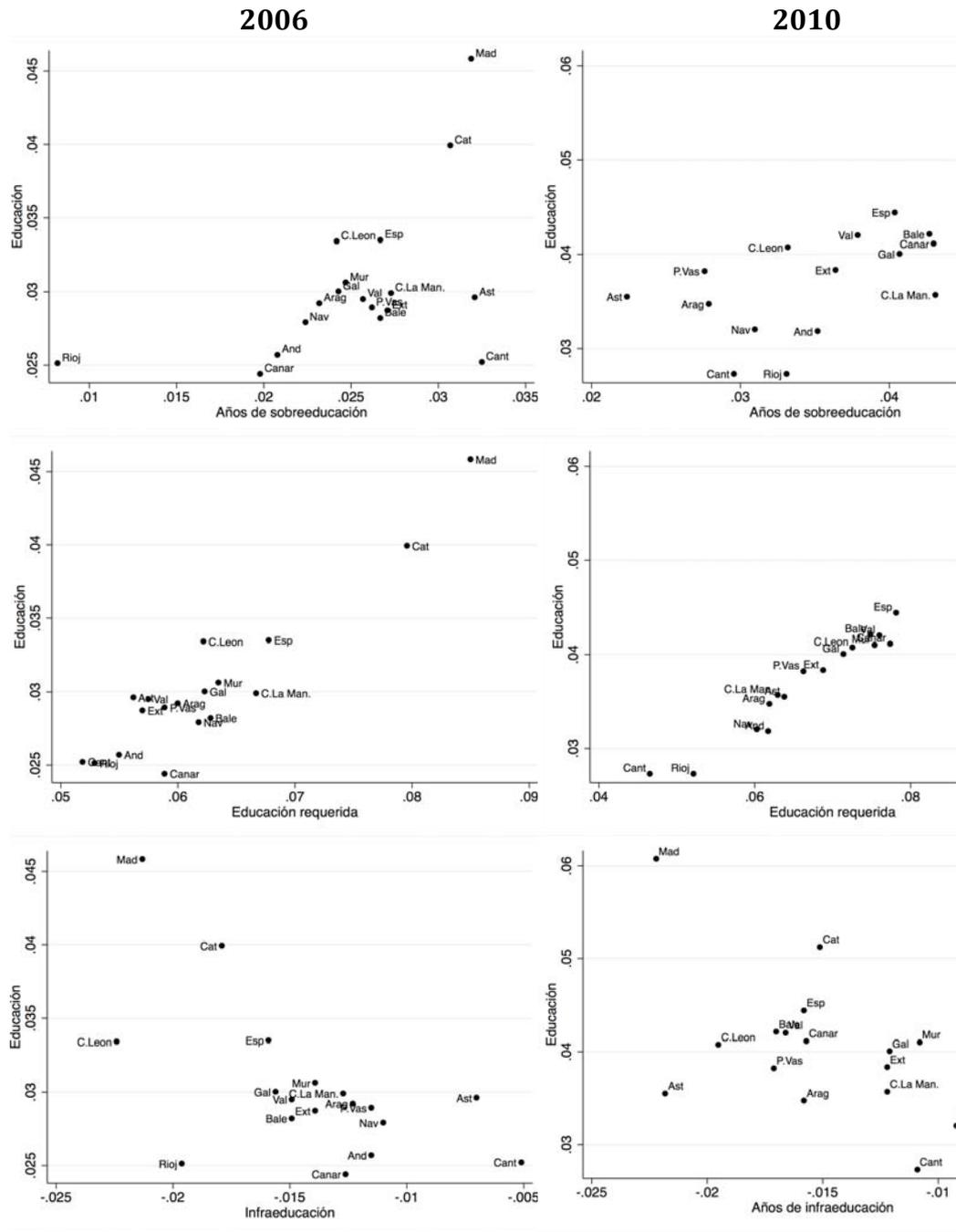
**Tabla 5.** Retorno a la educación según desajuste educativo por regiones

	2006				2010			
	Actual	Sobreed.	Requerida	Infraed.	Actual	Sobreed.	Requerida	Infraed.
Andalucía	0.0257***	0.0208***	0.0550***	-0.0115***	0.0318***	0.0352***	0.0618***	-0.0066***
Aragón	0.0292***	0.0232***	0.0600***	-0.0123***	0.0347***	0.0279***	0.0619***	-0.0158***
Asturias	0.0296***	0.0321***	0.0562***	-0.0070***	0.0355***	0.0224***	0.0638***	-0.0218***
Baleares, Islas	0.0282***	0.0267***	0.0628***	-0.0149***	0.0421***	0.0427***	0.0749***	-0.0170***
Canarias, Islas	0.0244***	0.0198***	0.0589***	-0.0126***	0.0411***	0.0430***	0.0774***	-0.0157***
Cantabria	0.0252***	0.0325***	0.0519***	-0.0051*	0.0273***	0.0296***	0.0466***	-0.0109***
Castilla León	0.0334***	0.0242***	0.0622***	-0.0224***	0.0407***	0.0332***	0.0726***	-0.0195***
Castilla La Mancha	0.0299***	0.0273***	0.0667***	-0.0127***	0.0357***	0.0431***	0.0630***	-0.0122***
Cataluña	0.0399***	0.0307***	0.0796***	-0.0179***	0.0512***	0.0514***	0.0896***	-0.0151***
Valencia, Com.	0.0295***	0.0257***	0.0575***	-0.0149***	0.0420***	0.0379***	0.0760***	-0.0166***
Extremadura	0.0287***	0.0271***	0.0570***	-0.0139***	0.0383***	0.0364***	0.0688***	-0.0122***
Galicia	0.0300***	0.0243***	0.0623***	-0.0156***	0.0400***	0.0407***	0.0714***	-0.0121***
Madrid	0.0458***	0.0319***	0.0850***	-0.0213***	0.0607***	0.0484***	0.0982***	-0.0222***
Murcia	0.0306***	0.0247***	0.0635***	-0.0139***	0.0410***	0.0469***	0.0754***	-0.0108***
Navarra	0.0279***	0.0224***	0.0618***	-0.0110***	0.0320***	0.0310***	0.0603***	-0.0092***
País Vasco	0.0289***	0.0262***	0.0589***	-0.0115***	0.0382***	0.0276***	0.0663***	-0.0171***
Rioja, La	0.0251***	0.0082**	0.0529***	-0.0196***	0.0273***	0.0331***	0.0522***	-0.0057*
España*	0.0335***	0.0267***	0.0678***	-0.0159***	0.0444***	0.0404***	0.0782***	-0.0158***

\* No incluye las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla

**Nota:** Los controles incluidos son experiencia (su cuadrado), antigüedad (su cuadrado) y género, nacionalidad, tipo de contrato, responsabilidad, nivel de mercado, tamaño empresarial, convenio colectivo y sector de actividad (además de región para la estimación de España)

**Figura 1.** Relación entre rendimiento a la educación y rendimiento ORU



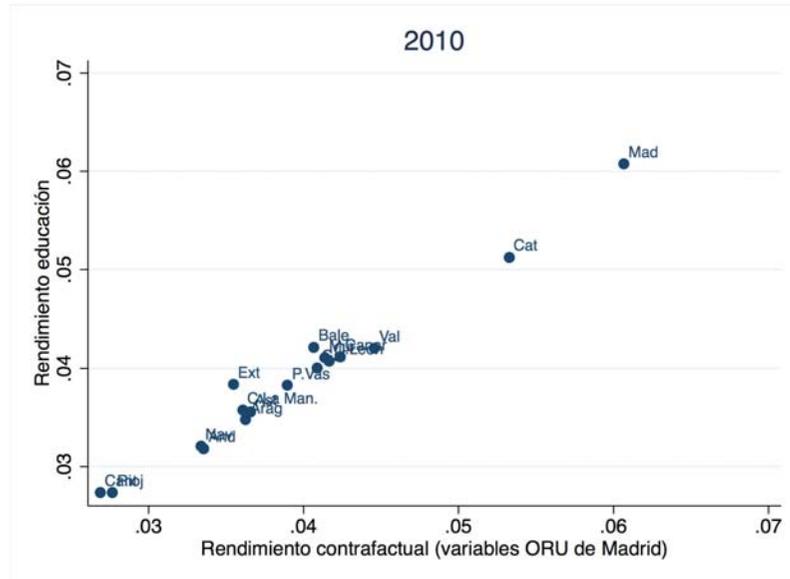
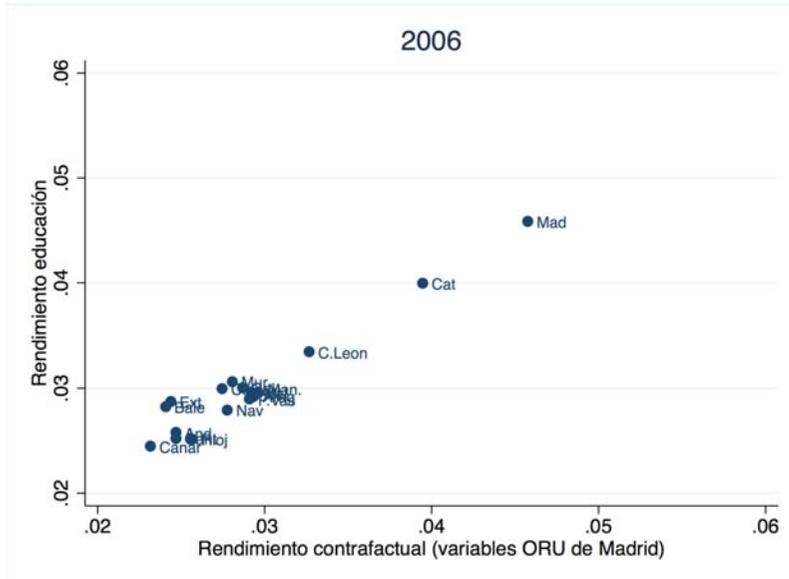
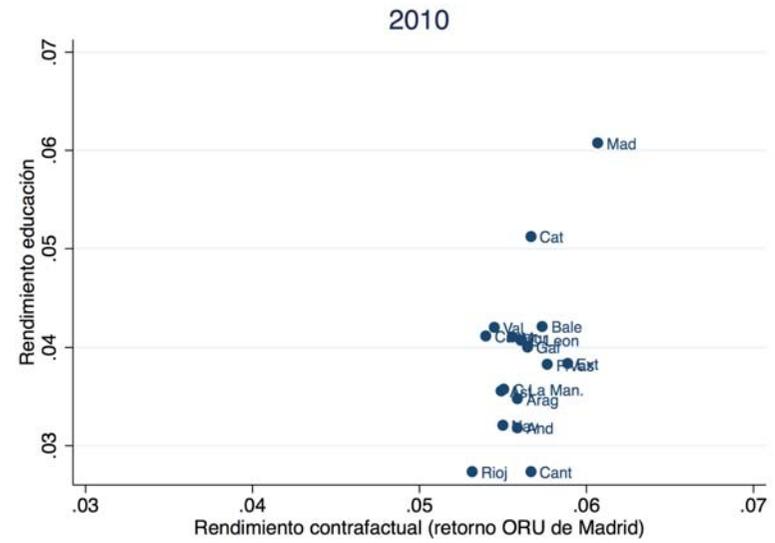
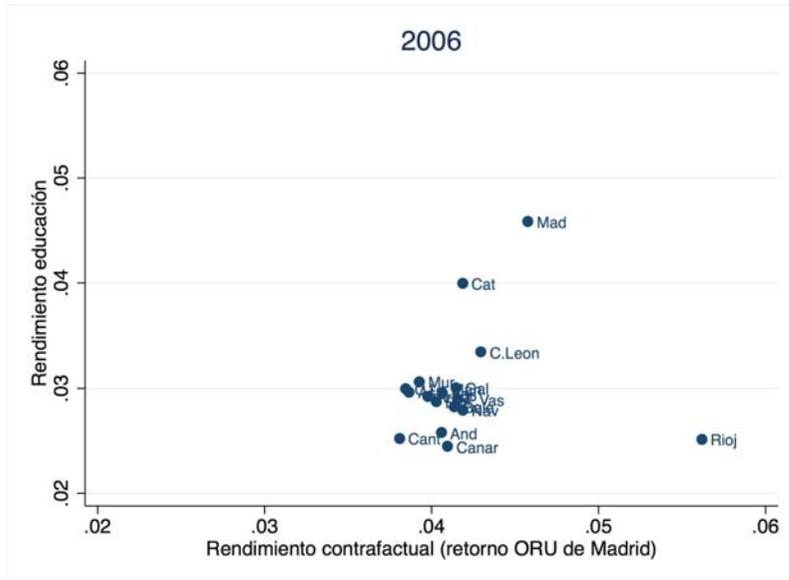
**Tabla 6.** Descomposición del gap regional en rendimientos a la educación (valor absoluto y porcentaje)

	2006				2010			
	Retorno educación Madrid:			0.0458	Retorno educación Madrid			0.0607
	Gap	Descomposición			Gap	Descomposición		
Retorno ORU		Variable ORU	Nivel estudios	Retorno ORU		Variable ORU	Nivel estudios	
Andalucía	0.0201	0.0149 (74.07)	-0.0010 (-4.94)	0.0062 (30.86)	0.0289	0.0241 (83.5)	0.0018 (6.40)	0.0029 (10.10)
Aragón	0.0166	0.0106 (63.58)	0.0002 (1.32)	0.0058 (35.1)	0.0260	0.0212 (81.36)	0.0016 (6.09)	0.0033 (12.54)
Asturias	0.0162	0.0091 (56.44)	-0.0004 (-2.45)	0.0075 (46.01)	0.0252	0.0194 (77.15)	0.0011 (4.49)	0.0046 (18.35)
Baleares, Islas	0.0176	0.0132 (75.21)	-0.0041 (-23.08)	0.0084 (47.86)	0.0186	0.0153 (82.29)	-0.0014 (-7.43)	0.0047 (25.14)
Canarias, Islas	0.0214	0.0166 (77.78)	-0.0012 (-5.56)	0.0059 (27.78)	0.0196	0.0129 (65.97)	0.0013 (6.81)	0.0053 (27.23)
Cantabria	0.0206	0.0129 (62.50)	-0.0005 (-2.27)	0.0082 (39.77)	0.0334	0.0294 (88.02)	-0.0004 (-1.11)	0.0044 (13.09)
Castilla León	0.0124	0.0096 (77.36)	-0.0007 (-5.66)	0.0035 (28.30)	0.0200	0.0154 (76.96)	0.0010 (4.90)	0.0036 (18.14)
Castilla La Mancha	0.0159	0.0086 (53.91)	-0.0024 (-14.84)	0.0097 (60.94)	0.0250	0.0194 (77.44)	0.0004 (1.50)	0.0053 (21.05)
Cataluña	0.0059	0.0020 (33.33)	-0.0004 (-6.06)	0.0043 (72.73)	0.0095	0.0055 (58.10)	0.0021 (21.90)	0.0019 (20.00)
Valencia, Com.	0.0163	0.0112 (68.75)	0.0001 (0.69)	0.0050 (30.56)	0.0187	0.0125 (66.83)	0.0026 (13.66)	0.0036 (19.51)
Extremadura	0.0171	0.0116 (67.55)	-0.0043 (-25.17)	0.0099 (57.62)	0.0224	0.0206 (91.86)	-0.0028 (-12.67)	0.0047 (20.81)
Galicia	0.0158	0.0115 (72.58)	-0.0013 (-8.06)	0.0056 (35.48)	0.0207	0.0165 (79.82)	0.0009 (4.59)	0.0032 (15.60)
Murcia	0.0152	0.0087 (57.45)	-0.0025 (-16.31)	0.0089 (58.87)	0.0197	0.0146 (74.13)	0.0004 (1.99)	0.0047 (23.88)
Navarra	0.0179	0.0140 (78.20)	-0.0001 (-0.75)	0.0040 (22.56)	0.0287	0.0230 (80.26)	0.0014 (4.85)	0.0043 (14.89)
País Vasco	0.0169	0.0127 (75.18)	0.0002 (1.46)	0.0039 (23.36)	0.0225	0.0195 (86.78)	0.0008 (3.72)	0.0021 (9.50)
Rioja, La	0.0207	0.0311 (150.00)	0.0006 (2.68)	-0.0109 (-52.68)	0.0334	0.0259 (77.66)	0.0004 (1.09)	0.0071 (21.25)

**Tabla 7.** Rendimiento actual a la educación por regiones, y rendimientos contrafactuales en diferentes escenarios.

	2006				2010			
	Actual	Contrafactual (ORU)			Actual	Contrafactual (ORU)		
		Rendimiento	Variable	Total		Rendimiento	Variable	Total
Andalucía	0.0257	0.0406	0.0247	0.0396	0.0318	0.0559	0.0336	0.0577
Aragón	0.0292	0.0398	0.0294	0.0400	0.0347	0.0559	0.0363	0.0575
Asturias	0.0296	0.0387	0.0292	0.0383	0.0355	0.0549	0.0366	0.0560
Baleares, Islas	0.0282	0.0414	0.0241	0.0373	0.0421	0.0574	0.0407	0.0560
Canarias, Islas	0.0244	0.0410	0.0232	0.0398	0.0411	0.0540	0.0424	0.0553
Cantabria	0.0252	0.0381	0.0247	0.0376	0.0273	0.0567	0.0269	0.0563
Castilla León	0.0334	0.0430	0.0327	0.0423	0.0407	0.0561	0.0417	0.0571
Castilla La Mancha	0.0299	0.0385	0.0275	0.0361	0.0357	0.0551	0.0361	0.0555
Cataluña	0.0399	0.0419	0.0395	0.0415	0.0512	0.0567	0.0533	0.0588
Valencia, Com.	0.0295	0.0407	0.0296	0.0408	0.0420	0.0545	0.0446	0.0571
Extremadura	0.0287	0.0403	0.0244	0.0360	0.0383	0.0589	0.0355	0.0561
Galicia	0.0300	0.0415	0.0287	0.0402	0.0400	0.0565	0.0409	0.0574
Madrid	0.0458	0.0458	0.0458	0.0458	0.0607	0.0607	0.0607	0.0607
Murcia	0.0306	0.0393	0.0281	0.0368	0.0410	0.0556	0.0414	0.0560
Navarra	0.0279	0.0419	0.0278	0.0418	0.0320	0.0550	0.0334	0.0564
País Vasco	0.0289	0.0416	0.0291	0.0418	0.0382	0.0577	0.0390	0.0585
Rioja, La	0.0251	0.0562	0.0257	0.0568	0.0273	0.0532	0.0277	0.0536
Coef. Variación	17.95%	9.92%	19.95%	11.95%	21.05%	3.25%	21.04%	2.81%

**Figura 2.** Relación entre el rendimiento actual a la educación y los rendimientos contrafactuales en diferentes escenarios.



**Tabla 8.** Descomposición del Gap en el rendimiento a ORU entre regiones

	2006				2010			
	Gap en retorno ORU	Contribución			Gap en retorno ORU	Contribución		
		Sobre	Infra	Desajuste		Sobre	Infra	Desajuste
Andalucía	0.0149 (74.07)	0.0021 (10.49)	0.0015 (7.40)	0.0036 (17.89)	0.0241 (83.50)	0.0022 (7.74)	0.0054 (18.85)	0.0077 (26.60)
Aragón	0.0106 (63.58)	0.0015 (9.23)	0.0012 (7.25)	0.0027 (16.48)	0.0212 (81.36)	0.0037 (14.34)	0.0021 (8.24)	0.0059 (22.58)
Asturias	0.0091 (56.44)	0.0000 (0.00)	0.0014 (8.63)	0.0014 (8.63)	0.0194 (77.15)	0.0051 (20.22)	0.0002 (0.75)	0.0053 (20.97)
Baleares, Islas	0.0132 (75.21)	0.0009 (5.14)	0.0015 (8.57)	0.0024 (13.71)	0.0153 (82.29)	0.0007 (4.00)	0.0020 (10.86)	0.0028 (14.86)
Canarias, Islas	0.0166 (77.78)	0.0028 (13.23)	0.0022 (10.44)	0.0051 (23.68)	0.0129 (65.97)	0.0010 (5.24)	0.0025 (12.57)	0.0035 (17.80)
Cantabria	0.0129 (62.50)	-0.0001 (-0.57)	0.0025 (11.91)	0.0023 (11.34)	0.0294 (88.02)	0.0032 (9.47)	0.0036 (10.86)	0.0068 (20.33)
Castilla León	0.0096 (77.36)	0.0015 (12.25)	-0.0001 (-0.94)	0.0014 (11.31)	0.0154 (76.96)	0.0028 (14.22)	0.0010 (4.90)	0.0038 (19.12)
Castilla La Mancha	0.0086 (53.91)	0.0007 (4.67)	0.0011 (7.01)	0.0019 (11.68)	0.0194 (77.44)	0.0008 (3.01)	0.0036 (14.29)	0.0043 (17.29)
Cataluña	0.0020 (33.33)	0.0002 (2.98)	0.0004 (5.96)	0.0005 (8.94)	0.0055 (58.10)	-0.0005 (-4.76)	0.0023 (23.81)	0.0018 (19.05)
Valencia, Com.	0.0112 (68.75)	0.0012 (7.64)	0.0010 (6.25)	0.0023 (13.90)	0.0125 (66.83)	0.0017 (9.27)	0.0019 (10.24)	0.0036 (19.51)
Extremadura	0.0116 (67.55)	0.0005 (2.64)	0.0007 (3.96)	0.0011 (6.59)	0.0206 (91.86)	0.0017 (7.69)	0.0035 (15.39)	0.0052 (23.08)
Galicia	0.0115 (72.58)	0.0015 (9.65)	0.0011 (7.24)	0.0027 (16.89)	0.0165 (79.82)	0.0014 (6.88)	0.0032 (15.60)	0.0046 (22.48)
Murcia	0.0087 (57.45)	0.0010 (6.41)	0.0009 (5.69)	0.0018 (12.10)	0.0146 (74.13)	0.0002 (1.00)	0.0040 (20.40)	0.0042 (21.39)
Navarra	0.0140 (78.20)	0.0024 (13.53)	0.0024 (13.53)	0.0048 (27.06)	0.0230 (80.26)	0.0032 (11.33)	0.0043 (14.89)	0.0075 (26.21)
País Vasco	0.0127 (75.18)	0.0012 (7.30)	0.0020 (11.68)	0.0032 (18.99)	0.0195 (86.78)	0.0038 (16.94)	0.0015 (6.61)	0.0053 (23.55)
Rioja, La	0.0311 (150.00)	0.0092 (44.57)	0.0009 (4.46)	0.0102 (49.03)	0.0259 (77.66)	0.0027 (8.17)	0.0059 (17.71)	0.0086 (25.89)

**Nota:** Entre paréntesis, contribución en porcentaje respecto la brecha regional en tasas de rendimiento a la educación indicada en la Tabla 6.

**Tabla 9.** Rendimiento contrafactual a la educación por regiones ante homogeneización del retorno a los años de desajuste educativo

	2006				2010			
	Actual	Contrafactual (rendimiento)			Actual	Contrafactual (rendimiento)		
		Sobre	Infra	Desajuste*		Sobre	Infra	Desajuste*
Andalucía	0.0257	0.0278	0.0272	0.0293	0.0318	0.0340	0.0372	0.0395
Aragón	0.0292	0.0307	0.0304	0.0319	0.0347	0.0384	0.0368	0.0406
Asturias	0.0296	0.0296	0.0310	0.0310	0.0355	0.0406	0.0357	0.0408
Baleares, Islas	0.0282	0.0291	0.0297	0.0306	0.0421	0.0428	0.0441	0.0449
Canarias, Islas	0.0244	0.0272	0.0266	0.0295	0.0411	0.0421	0.0436	0.0446
Cantabria	0.0252	0.0251	0.0277	0.0275	0.0273	0.0305	0.0309	0.0341
Castilla León	0.0334	0.0349	0.0333	0.0348	0.0407	0.0435	0.0417	0.0445
Castilla La Mancha	0.0299	0.0306	0.0310	0.0318	0.0357	0.0365	0.0393	0.0400
Cataluña	0.0399	0.0401	0.0403	0.0404	0.0512	0.0507	0.0535	0.0530
Valencia, Com.	0.0295	0.0307	0.0305	0.0318	0.0420	0.0437	0.0439	0.0456
Extremadura	0.0287	0.0292	0.0294	0.0298	0.0383	0.0400	0.0418	0.0435
Galicia	0.0300	0.0315	0.0311	0.0327	0.0400	0.0414	0.0432	0.0446
Madrid	0.0458	0.0458	0.0458	0.0458	0.0607	0.0607	0.0607	0.0607
Murcia	0.0306	0.0316	0.0315	0.0324	0.0410	0.0412	0.0450	0.0452
Navarra	0.0279	0.0303	0.0303	0.0327	0.0320	0.0352	0.0363	0.0395
País Vasco	0.0289	0.0301	0.0309	0.0321	0.0382	0.0420	0.0397	0.0435
Rioja, La	0.0251	0.0343	0.0260	0.0353	0.0273	0.0300	0.0332	0.0359
Coef. Var.	17.95%	15.58%	15.62%	13.35%	21.05%	17.80%	17.37%	14.11%

\*Rendimiento contrafactual para la región si el retorno tanto a los años de sobreeducación como de infraeducación son iguales a los de Madrid

**Tabla A1.** Incidencia del desajuste educativo entre asalariados universitarios (versión media)

	2006			2010		
	Sobreed.	Requerida	Infraed.	Sobreed.	Requerida	Infraed.
Andalucía	28.98	70.87	0.16	21.72	78.28	-
Aragón	30.56	69.08	0.36	22.92	77.08	-
Asturias	33.55	66.25	0.20	18.41	81.59	-
Baleares, Islas	21.33	78.67	0.00	17.92	82.08	-
Canarias, Islas	33.21	66.79	0.00	19.24	80.76	-
Cantabria	30.46	69.37	0.17	21.33	78.67	-
Castilla León	33.05	66.52	0.43	21.64	78.36	-
Castilla La Mancha	28.52	70.65	0.84	16.81	83.19	-
Cataluña	31.76	67.55	0.69	24.36	75.64	-
Valencia, Com.	35.63	64.22	0.15	19.54	80.46	-
Extremadura	26.12	73.88	0.00	16.34	83.66	-
Galicia	27.01	72.87	0.13	23.79	76.21	-
Madrid	33.92	65.46	0.62	21.31	78.69	-
Murcia	19.20	80.45	0.35	21.91	78.09	-
Navarra	28.03	71.97	0.00	22.90	77.10	-
País Vasco	31.12	68.68	0.21	26.96	73.04	-
Rioja, La	38.03	61.81	0.16	33.65	66.35	-
España*	31.82	67.75	0.44	22.11	77.89	-

\* No incluye las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla

**Nota:** Porcentaje de individuos sobreeducados (Sobre), adecuadamente educados (Adecuado) e infraeducados (Infra)