Éxito salarial y territorio: Un análisis de las comunidades autónomas españolas.

Andrés Maroto Sánchez* Ángel Martín-Román** Alfonso Moral***

*andres.maroto@uam.es

Dpto. Análisis Económico: Teoría Económica. Universidad Autónoma de Madrid.

C/ Francisco Tomás y Valiente, 5 28049 Cantoblanco (Madrid) SPAIN

Tno: +34 91 4972955

angellm@eco.uva.es *amoral@eco.uva.es

Dpto. Análisis Económico. Universidad de Valladolid.

Campus "María Zambrano" Plaza Alto de los Leones, 1 40005 (Segovia)

Tno: +34 921 112334

Resumen

De acuerdo con los últimos datos que proporciona la Encuesta de Estructura Salarial elaborada de forma cuatrienal, en el año 2010 el salario bruto mensual medio de cada Comunidad Autónoma podía oscilar entre los 1497.54€de las Islas Canarias y los 1979.08€del País Vasco. La magnitud de estas diferencias pueden estar recogiendo el efecto de las características de la mano de obra de cada zona, pero también una cierta influencia del componente territorial a la hora determinar el salario. Desde un punto de vista minceriano, sería de esperar que las diferencias salariales entre los individuos fueran únicamente la consecuencia de una determinada dotación de capital humano y de la experiencia laboral que se posea. Con esta base de partida, el trabajo propone la obtención de una distribución de probabilidades de ganancias asociada a la dotación de características que posea cada empleado. Por lo tanto, y en la medida que se pueda identificar cuál es la posición del trabajador dentro de su distribución estimada, también sería posible determinar qué grado de éxito ha tenido a la hora de alcanzar su retribución. Una vez realizados los cálculos previos, el propósito de este trabajo es identificar la influencia del territorio a la hora de situar a cada individuo en la distribución salarial que le podría corresponder en función de su dotación de capital humano y su experiencia. En una segunda fase, también se pretende analizar si existe algún patrón espacial a la hora de explicar el mapa del éxito en la consecución salarial. Para este propósito se emplea una explotación con desagregación regional realizada por el Instituto Nacional de Estadística a partir de los microdatos de la Encuesta de Estructura Salarial correspondientes a los años 2006 y 2010.

Palabras Clave: Salarios, distribuciones estimadas, diferencias regionales, dependencia espacial.

Clasificación JEL: J3

1. INTRODUCCIÓN

La estimación de una ecuación salarial del tipo propuesto por Mincer (1974) proporciona información sobre lo que diferentes factores considerados por la teoría del capital humano aportan al salario de un trabajador "en promedio". Sin embargo, la realidad es que trabajadores con las mismas características observables suelen cobrar salarios diferentes, en algunos casos muy diferentes. Esta observación empírica nos hace pensar que un trabajador con una cierta dotación de capital humano realmente se enfrenta a una distribución de salarios. La posición efectiva de cada trabajador dentro de esa distribución salarial será interpretada aquí como una medida del éxito que este trabajador consigue dentro del mercado de trabajo. El objetivo de esta investigación, en una primera fase, es precisamente medir el grado de éxito de cada individuo para, posteriormente, detectar patrones en las regiones españolas.

En un trabajo reciente, Martín-Román et al. (2013), se constata que existen importantes diferencias regionales en lo que allí se llama "eficiencia salarial" o "consecución salarial". Ésta última se define como el porcentaje de salario máximo potencial que un trabajador acaba realmente alcanzando de forma efectiva, dada su dotación de capital humano 1. Hay que señalar que esa noción de consecución salarial es un concepto absoluto, mientras que la estimación del "éxito salarial" que pretendemos examinar en este documento es una medida relativa. Así, por ejemplo, mientras una consecución salarial de un 90% por parte de un trabajador no informa sobre su posición relativa en la distribución de los trabajadores con idénticas categorías observables (podría muy bien estar en el primer decil o en el último), tener al 90% de los trabajadores por detrás en la distribución salarial sí que índica un importante éxito relativo.

De esta forma, aunque se parte también del hecho de que los trabajadores con una determinada dotación de capital humano se enfrentan en realidad a distribuciones salariales, más a que a un "salario único", el objetivo de la presente investigación es muy diferente del de Martín-Román et al. (2013). Realmente este trabajo estaría muy próximo a aquellos estudios que, desde lo que se ha dado en llamar "economía de la

_

 $^{^1}$ El ejemplo que los autores aportan para clarificar el concepto es el siguiente: "si una determinada de cantidad de capital humano permitiera cobrar a un individuo genérico un salario de 25€ a la hora y un trabajador concreto con esa misma dotación cobrara solamente 20€ a la hora, diríamos que su consecución salarial es del 80% o, alternativamente, que su ineficiencia salarial es del 20%".

felicidad", apuntan que las personas dan mucha importancia a las diferencias relativas de renta con sus homólogos, además de preocuparse del propio nivel de dicha renta.

Finalmente, quedaría por justificar por qué pensamos que pueden existir patrones territoriales en la distribución del éxito salarial en las regiones españolas. Si asumimos que el mercado de trabajo no es un mercado cualquiera, sino que es una "institución social" en el sentido adoptado por Solow (1992), el salario deja de ser simplemente un precio (el del factor trabajo) como otro precio cualquiera (como el de las peras o las manzanas), para convertirse, entre otras cosas, en un indicador del estatus social del trabajador que lo percibe. En este punto, la literatura sobre efectos sociales o efectos de vecindad (Manski, 1993, 2000; Dietz, 2002) proporcionan algunos argumentos que podrían explicar que la dependencia espacial detectada en el "éxito salarial" fuera estadísticamente significativa. Tanto los efectos sociales puramente endógenos o "peer effects", como los efectos exógenos, podrían generar dinámicas territoriales de mayor éxito salarial en ciertas áreas. Hay que dejar claro, no obstante, que este no es un trabajo que intente discernir si la correlación espacial es generada por un tipo de efectos u otros, simplemente pretendemos detectar dicha realidad y medir su orden de magnitud.

El resto del trabajo se organiza como sigue. En la sección 2 se presenta la motivación del trabajo realizado y se lleva a cabo una revisión de los antecedentes sobre salarios y territorio que pueden encontrarse en la literatura. El epígrafe tres se dedica a introducir la base de datos y a la presentación descriptiva de los mismos. En el apartado cuatro se presenta la metodología empleada en el análisis econométrico. La sección 5 detalla los resultados del análisis empírico. Finalmente, el epígrafe 6 resume las conclusiones más relevantes.

2. ÉXITO SALARIAL Y TERRITORIO.

Como se ha mencionado con anterioridad, el punto de partida de esta investigación está en el hecho de que los trabajadores con una determinada dotación de capital humano no reciben un "salario único" con perfecta certidumbre, sino que se enfrentan a distribuciones salariales; y el salario solamente se concreta tras firmar el contrato laboral. Este resultado es nuestra medida del éxito salarial. Habría que justificar por qué los trabajadores no obtienen todos ellos el mismo éxito salarial. En otras palabras, habría que explicar cuál es la razón por la que se enfrentan a distribuciones salariales.

La Economía Laboral ha proporcionado varías teorías para ello. Aquí nos centraremos en tres de las cuatro que se mencionan en Martín-Román et al. (2013) y en Ahamdanech-Zarco et al. (2009): información imperfecta sobre la distribución salarial, rigideces salariales causadas por las instituciones que operan en el mercado de trabajo y discriminación laboral. Adicionalmente, pensamos que las teorías de los salarios de eficiencia, de acuerdo con Yellen (1984), también son válidas para explicar este fenómeno. Habría que decir que pensamos que posiblemente estos cuatro factores actúan de manera conjunta. Nuestro no objetivo no es discriminar entre esas teorías, sino simplemente examinar cómo afectan al éxito salarial en el mercado de trabajo español. A continuación hacemos una breve exposición de dichos argumentos.

Seguramente, la explicación más habitual de este fenómeno hace referencia a los planteamientos relacionados con los modelos de la denominada teoría de la búsqueda de trabajo (Mortensen, 1986). Cuando la información sobre los diferentes puestos de trabajo existentes en un mercado, dado un cierto nivel educativo de un trabajador, es costosa de adquirir, pueden persistir diferencias salariales asociadas a diferentes puestos de trabajo, incluso aunque el trabajo sea homogéneo. El buscador de trabajo podría conocer la distribución salarial de dicho mercado de trabajo, pero desconoce el salario concreto que va a encontrar en el próximo contacto que tenga con un empleador. Desde un punto de vista dinámico podría ser óptimo cesar la búsqueda de trabajo y aceptar una oferta salarial aunque ésta se encuentre por debajo del máximo potencial que podría alcanzar. El "corolario" que se obtiene es que aquellos trabajadores que sean más eficientes en el proceso de búsqueda podrían alcanzar un mayor éxito salarial.

En segundo lugar, se podría acudir a las interferencias y las rigideces que en ocasiones generan las instituciones laborales para justificar la existencia de distribuciones salariales. La noción de rigidez en el mercado de trabajo es un término algo vago y podría hacer alusión a una variedad de aspectos. Aquí para centrar un poco la cuestión nos vamos a referir a una dimensión muy concreta de ella, y que creemos que puede jugar un papel muy importante en el mercado de trabajo español: la dualidad en el mercado provocada por la legislación laboral en materia de contratación. Es un hecho bien conocido que el peso relativo que han supuesto los trabajadores con contrato temporal en España es muy elevado en relación con los estándares internacionales. Al mismo tiempo, los trabajadores con un contrato indefinido han estado muy protegidos por la legislación de protección al empleo con unos costes de despido muy altos. Los

dos hechos simultáneamente han provocado que el mercado de trabajo español sea un escenario que encaja muy bien en el marco de la teoría de los insiders-outsiders (Lindbeck & Snower, 2001). Según una interpretación de esta teoría, los trabajadores internos serían aquellos con contrato indefinido y los externos aquellos desempleados o con contrato temporal. Los primeros tendrían sus derechos laborales bien protegidos por la acción colectiva de los sindicatos y conseguirían consecuciones salariales altas, dado su alto poder de negociación, mientras que los segundos deberían aceptar peores acuerdos salariales, ceteris paribus, que sus contrapartes con contrato indefinido. Evidentemente, esto provocaría que los trabajadores externos presentaran un menor éxito salarial que los internos.

Un tercer candidato para explicar la existencia de distribuciones salariales para los trabajadores ocupados serían las teorías de la discriminación salarial. Especialmente relevante para el contexto que nos ocupa en esta investigación serían la relativa a la discriminación estadística (Aigner & Cain, 1977). En estos modelos, los empleadores tratan de estimar la productividad potencial de un trabajador acudiendo a "señales" objetivas, como puede ser la pertenencia a un grupo social determinado, dado que conocer la productividad real de cada individuo implicaría costes informativos inasumibles para el empleador. Lógicamente, aquellos trabajadores que pertenecen a un grupo señalizado como "de baja productividad" percibirían un salario menor a su propia productividad. Al ser comparados con trabajadores totalmente idénticos a ellos, desde una perspectiva de capital humano, pero pertenecientes a un grupo señalizado como "de alta productividad" se registrarían diferencias que podrían conceptualizarse como menor éxito salarial dentro de la marco de estudio del presente trabajo.

Finalmente, también las teorías de los salarios de eficiencia podrían ser utilizadas para racionalizar la existencia de distribuciones salariales (Yellen, 1984). Aquí habría que tener en cuenta que el salario de eficiencia que consigue la cantidad óptima de esfuerzo del trabajador coherente con la minimización de los costes laborales unitarios es específico de cada empresa. Esto es debido a que las empresas se enfrentan a diferentes entornos económicos (por ejemplo, diferentes grados de competencia en el mercado de productos), regulatorios, organizativos, técnicos, etc. Si la relación entre los salarios y el esfuerzo difiere entre empresas, el salario de eficiencia de cada empresa también diferirá y, en equilibrio, surgirá una distribución de ofertas salariales para trabajadores con idénticas características. En este caso, los trabajadores de más éxito salarial serían

aquellos que consiguieran colocarse en las empresas que pagaran mayores salarios de eficiencia.

Con respecto a la literatura relativa al estudio de los niveles salariales de las diferentes regiones españolas y su interrelación, habría que decir que ya hay algunos trabajos en esta dirección. En primer lugar, existe un primer grupo de trabajos que tratan de medir la magnitud de las brechas salariales regionales e identificar su origen. Aquí se podrían citar los artículos de García y Molina (2002), Motellón et al. (2011) y López-Bazo y Motellón (2011). En ellos se parte de la estimación de ecuaciones de ingresos basadas en la teoría del capital humano para, posteriormente, analizar los determinantes de las brechas salariales regionales con técnicas econométricas de descomposición. Fundamentalmente, lo que se hace es ver las diferencias salariales atribuibles a las distintas características de las regiones, por un lado, y las que son atribuibles a como esas características son retribuidas de forma diferente en el espacio, por otro. Mientras el trabajo de García y Molina (2002) establecen que ambos componentes son importantes, los trabajos de Motellón et al. (2011) y López-Bazo y Motellón (2011) enfatizan que son especialmente las diferencias en los retornos los que provocan las diferencias salariales regionales.

Otro grupo de trabajos tendrían un objetivo más evidentemente macroeconómico y pretenderían medir el grado de flexibilidad salarial que existe en los diferentes territorios españoles. Dos buenos ejemplos de esta clase de literatura son Maza y Villaverde (2009) y Bande et al. (2012). En el primero de ellos se concluye que el grado de flexibilidad salarial en las provincias españolas es bajo, y los autores lo atribuyen al marco institucional que afecta a la formación de los salarios, especialmente al funcionamiento de la negociación colectiva. Por su parte, el artículo de Bande et al. (2012) encuentra que las regiones en las que poseen tasas de desempleo mayores tienen menores niveles de flexibilidad salarial. También estos autores consideran que el sistema de negociación colectiva español es un importante factor determinante en esta inflexibilidad salarial y proponen su reforma para conseguir un mejor ajuste salarial, especialmente en las regiones de alto desempleo.

Finalmente, habría que destacar un documento que está relacionado con la presente investigación en un aspecto, aunque, a la vez, presenta diferencias tanto metodológicas como de objetivo. Nos referimos al trabajo de Martín-Román et al. (2013). En dicho documento se parte del hecho de que los trabajadores frecuentemente obtienen una

consecución salarial menor que el máximo que les permitiría su dotación de capital humano. Esto es lo que los autores denominan "ineficiencia salarial". En ese trabajo se estima una mayor correlación espacial positiva de la "eficiencia salarial" antes de la crisis (más concretamente en el año 2006) que durante la misma (año 2010). No obstante, tal y como ya se ha apuntado anteriormente, la "ineficiencia salarial" es un concepto absoluto, mientras que en el presente trabajo la noción de "éxito salarial" de un concepto relativo. En las siguientes líneas se explicará cómo se obtiene este indicador y las principales conclusiones alcanzadas.

3. BASE DE DATOS

Dados los objetivos de este trabajo, la base de datos que mejor información proporciona es la Encuesta de Estructura Salarial (EES) que se realiza con periodicidad cuatrienal en todos los Estados miembros de la Unión Europea. Se trata de una explotación estadística con cuatro olas para los años 1995, 2002, 2006 y 2010 cubriendo los sectores de la industria, la construcción y los servicios2. En este trabajo se emplean los datos de 2006 y de 2010, por su localización temporal con respecto a la crisis y porque, además, son las únicas olas que mantienen el ámbito poblacional3.

Una de las principales fortalezas de la EES es que recoge información relativa a los salarios de forma individual, y también de otras características del trabajador como la edad, el sexo, el nivel de estudios o el tipo de contrato. Pero además incluye variables que afectan colectivamente a los trabajadores de un establecimiento o una empresa como si la propiedad de la misma es pública o privada o si existe convenio colectivo. Finalmente, y dada la dimensión territorial de este trabajo, se ha pedido una explotación especial de la muestra al Instituto Nacional de Estadística que incluye información sobre la región en que se sitúa la empresa.

La muestra final empleada se ha depurado para incluir únicamente a aquellos trabajadores que desarrollan su actividad en jornada a tiempo completo (la calificación

² En 2006 se analizan aquellas actividades incluidas en las secciones C a K y en las M, N y O de la CNAE-93 (igual que en 2002), mientras que en 2010 se incluyen los centros de cotización del Régimen General cuya actividad se encuadra en las secciones B a S y en el Régimen Especial de Trabajadores del Mar la división 50, todas ellas de la CNAE-09

³ Por un lado, en los años 1995 y 2002 no se incluyen los trabajadores de centros con menos de 10 trabajadores. Por otro, en 1995 se incluyen los trabajadores contratados a 31 de octubre con independencia de que hayan estado dados de alta durante todo el mes, y esto puede afectar a la información salarial como variable central de este trabajo.

de la jornada la realizan los propios informantes). También se han eliminado los datos correspondientes a las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla. Por lo tanto se dispone de una base de datos compuesta por 148.779 datos para el año 2006 y 108.635 para el 2010.

Como variable objetivo de este trabajo se emplea una proxy del salario por hora que se calcula como cociente entre el salario bruto anual y la jornada laboral anual pactada. No obstante, se han hecho dos tipos de correcciones. En primer lugar, y para poder usar ambas muestras de forma conjunta, se han calculado los salarios en euros reales del año 2010. En segundo lugar, y para tener en cuenta el hecho de que una misma cantidad de dinero no tiene el mismo poder adquisitivo en todos los sitios, se ha corregido la base de datos con el nivel de vida de cada comunidad autónoma. Para esta finalidad se ha utilizado la serie de Coste de Vida elaborada para el año 1998 por Alcaide y Alcaide (1999) y que aparece recogida en el trabajo de Alaez et al. (2003).

(Insertar cuadro 1)

En el cuadro 1 se presenta la información relativa al valor medio del salario hora real por Comunidad Autónoma y año. Los datos ponen de manifiesto las grandes diferencias salariales que existen entre los distintos territorios españoles que van de los 9.3 euros de salario medio en Extremadura a los cerca de 16 euros del País Vasco. En general se observa un grupo de cuatro Comunidades Autónomas que están claramente por encima de la media nacional y que son Cataluña, Madrid, Navarra y País Vasco, y otro gran grupo que incluye al resto de Comunidades (con excepción de Aragón) que están claramente por debajo. Estos resultados son bastante homogéneos a lo largo del tiempo y se reproducen tanto en 2006 como en 2010.

Sin embargo, las medidas agregadas ocultan bastante información. Es cierto que el nivel de salario real es importante, pero también lo es la cantidad de bienes y servicios que se pueden adquirir con él. Para corregir en parte esta deficiencia se ha procedido a realizar un cálculo de cuál sería el salario real corregido por el nivel de vida de cada Comunidad Autónoma

(Insertar cuadro 2)

En el cuadro 2 se presenta la ordenación de las Comunidades autónomas para el salario hora real y el salario hora corregido por el nivel de vida con desagregación por año.

Los datos ponen de manifiesto bastante homogeneidad en la distribución de las Comunidades Autónomas. En general el grupo de Comunidades que más y que menos cobran se mantienen, no obstante si que hay cambios cuando comparamos años o tipos de medida salarial. En general se aprecia que las dos Castillas o Canarias presentan un mayor nivel salarial cuando el salario hora se corrige por el nivel de vida. Sin embargo otras como Baleares o Comunidad Valenciana lo empeoran.

Otro aspecto que puede ser importante a la hora de analizar las diferencias en el salario real medio que se observa en cada Comunidad Autónoma es el nivel de capital humano que posean los trabajadores de cada una. Si asumimos que los salarios remuneran la inversión que cada trabajador hace en su formación, las diferencias en la edad, la experiencia o la formación pueden estar explicando parte de esas diferencias salariales. Para analizar este punto se ha construido el cuadro 3.

(Insertar cuadro 3)

En el cuadro 3 se recoge la información de las variables explicativas introducidas en la ecuación minceriana con una desagregación regional. Los datos ponen de manifiesto la heterogeneidad existente entre las diferentes comunidades autónomas. La edad media de los trabajadores oscila entre los 37.8 años de Murcia o los 37.9 de Andalucía y los 40.3 del País Vasco. Por su parte, la antigüedad varía entre los 75.2 días de Extremadura y los 121 del País Vasco. En ambos casos el mayor nivel se alcanza con la Comunidad Autónoma que más nivel salarial presenta. Desde el punto de vista de los estudios se observa como Comunidades Autónomas con altos niveles salariales como Cataluña, Madrid o País Vasco presentan un mayor porcentaje de trabajadores en los niveles de estudios superiores. Sin embargo, los mayores porcentajes de población sin estudios se encuentran en Baleares, Canarias o Extremadura que son las que menos niveles salariales presentan.

4. METODOLOGÍA

El nivel salarial alcanzado por un individuo debería estar determinado por el nivel de capital humano y la experiencia que este posea. Sin embargo, no todo el mundo consigue el mismo nivel de éxito en la consecución salarial dadas sus dotaciones de partida. Con esta premisa, el objetivo al que se enfrenta este trabajo es proponer un

mecanismo de medida de ese éxito y analizar en qué medida el territorio puede estar influyendo en esos resultados.

El punto de partida del trabajo no puede ser otro que la estimación de una función de ganancias semi-logarítmica que trata de explicar el valor del salario. Para ello se recurre a una ecuación minceriana donde el logaritmo del salario se pone en función de variables explicativas que tratan de medir el nivel de capital humano del trabajador como se muestra en la expresión 1

$$w_i = X_i \beta + v_i \tag{1}$$

Donde w_i es el logaritmo del salario hora, X_i es un vector de características individuales (edad, antigüedad y nivel de estudios), β es un vector de coeficientes y v_i un error aleatorio de media 0 y varianza σ_v^2 .

A partir de esta estimación cada trabajador tiene asignada una distribución salarial dadas las características que éste presente. Esta distribución y la posición del trabajador dentro de ella son los aspectos que nos van a permitir inferir el nivel de éxito individual a la hora de obtener un salario. Dicho esto, la propuesta de cálculo del éxito individual queda definida de acuerdo a la siguiente expresión:

$$E_i = p(X_i \hat{\beta}_i \le w_i) \tag{2}$$

En la medida que esa probabilidad se acerque más a uno, y que por lo tanto estemos situados más a la derecha de la distribución salarial, mayor es el nivel de éxito alcanzado por el trabajador, dados sus atributos de partida, a la hora de negociar su salario.

Una vez que se obtiene un valor del éxito salarial de cada individuo, la segunda parte del trabajo trata de encontrar algún patrón espacial en la concentración de individuos más exitosos dentro del territorio nacional. Para ellos se van a plantear diferentes matrices de vecindad y a partir de ellas se calcularán los correspondientes test de dependencia espacial global y local.

El estadístico global de correlación espacial que se aplica es la i de Moran (Moran, 1948)4 y se define de acuerdo con la siguiente expresión:

⁴ El índice I de Moran es un coeficiente de autocorrelación de la muestra (Dutilleul, 1998). Cliff y Ord (1981) señalan que I parece estar menos afectado por la distribución de los datos y le adjudican una ventaja estadística sobre otros índices.

$$I = \frac{N}{S_0} \cdot \frac{\sum_{i,j}^{N} w_{i,j} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{N} (x_i - \bar{x})^2}$$
(3)

Donde x_i es el valor de la variable x en la región i, \bar{x} es la media muestral de la variable x, $w_{i,j}$ son los componentes de la matriz de pesos espaciales, N el tamaño muestral y

$$S_0 = \sum_i \sum_i w_{i,i}. \tag{4}$$

La i de Moran suele tomar valores entre -1 y 1 (aunque puede sobrepasar ambos límites) indicando autocorrelación positiva (negativa) cuando sus valores se acercan a 1 (-1) lo cual implica que las zonas con altos valores de la variable se rodean de zonas con altos (bajos) valores de la misma. Finalmente, si la i de Moran toma el valor cero indica ausencia de autocorrelación espacial.

Este test permite contrastar la presencia o ausencia a nivel global, pero no permiten evaluar la estructura local de la correlación espacial. Para corregir esta deficiencia se realizan un contraste local de asociación espacial, el estadístico local de Moran Ii (Anselín, 1995)5 que se define como sigue:

$$I_{i} = \frac{z_{i}}{\sum_{i} z_{i}^{2}/N} \sum_{j \in J_{i}} w_{i,j} z_{j}$$

$$\tag{5}$$

Donde z_i es el valor que toma en la región i la variable normalizada y J_i el conjunto de zonas que se consideran vecinas de i.

Para todos estos test se han empleado matrices de contigüidad de las Comunidades autónomas. De esta manera se consideran territorios vecinos todos aquellos que tienen una frontera común entre sí. Por lo tanto las regiones insulares no presentan ningún tipo de vecindad.

5. RESULTADOS

El apartado cuatro ha puesto de manifiesto la existencia de diferencias en la remuneración media que reciben los trabajadores de cada comunidad autónoma, tanto en términos reales, como corregido por el nivel de vida de cada comunidad. Para profundizar en este punto se van a seguir diferentes caminos. En primer lugar se va a estimar una ecuación salarial para ver la influencia que tienen las variables de capital humano a la hora de determinar las remuneraciones. En segundo lugar se emplea esa

⁵ Una buena descripción de todos estos estadísticos aparece en Moreno y Vaya (2002).

estimación previa para determinar el nivel de éxito salarial de cada comunidad. En tercer lugar se utilizan las técnicas de dependencia espacial para explorar la existencia de algún patrón espacial en los resultados obtenidos.

Estimación salarial.

Como ya se ha comentado en el apartado metodológico, el trabajo se inicia con la estimación de una función de ganancias semi-logarítmica con dos especificaciones diferentes. En primer lugar se estima una ecuación puramente minceriana donde las únicas variables explicativas son las asociadas al capital humano, es decir, la edad, la antigüedad y el nivel de estudios. En segundo lugar se presenta la estimación de un modelo donde se incluyen además controles de educación, de procedencia, de género y de tiempo. Además los modelos se estiman tanto para la variable salarial en términos reales como para la variable salarial corregida por el nivel de vida. Un aspecto que si que conviene aclarar es que todas ellas se introducen como dummies de grupo en lugar de cómo variables continuas6 porque de esta manera se facilita la representación de las funciones de distribución estimadas.

En el modelo I se incluyen como variables explicativas cinco variables dummy que recogen otros tantos grupos decenales de edad y con los más jóvenes como referencia. También se incluyen 5 dummies de antigüedad donde la referencia son los trabajadores que llevan menos de 6 meses en la empresa. Finalmente se incluyen siete variables de educación donde la referencia son los trabajadores sin estudios. Por su parte el modelo II añade a las anteriores 9 dummies para medir diferentes tipos de ocupación donde la referencia es el grupo de los directivos y gerentes. También se añaden cuatro distintas procedencias con la referencia de España. Y para terminar una variable que toma el valor 1 si los datos se corresponden con el año 2010 y otra que toma el valor uno en el caso de que el trabajador sea mujer.

(Insertar cuadro 4)

En el cuadro 4 se presentan los resultados obtenidos de la estimación salarial para los dos modelos analizados y para las variables dependientes, el logaritmo del salario real y

⁶ Se han realizado estimaciones incluyendo la edad y la antigüedad como variables continuas, y también añadiendo estas mismas variables al cuadrado y los resultados son muy similares.

el logaritmo del salario real corregido. En primer lugar conviene hacer notar que todas las variables incluidas en el modelo son altamente significativas, y también el modelo conjunto con un R2 que supera el 50% en el caso del modelo I y el 60% en el modelo II.

Un análisis comparativo de los resultados observados pone de manifiesto la similitud de resultados del modelo I con independencia de la variable dependiente utilizada. En general se aprecia que el nivel salarial crece según lo hace la edad y la antigüedad de los trabajadores en el puesto de trabajo. También se comprueba la existencia de un efecto positivo de la educación sobre el nivel salaria, con dos saltos considerables, uno cuando pasamos de la educación primaria o primer ciclo de secundaria a la FP o al segundo ciclo de secundaria, y otro cuando se pasa de este último a cualquier tipo de educación universitaria.

En el caso del modelo II, tampoco se encuentran diferencias cuando se cambia de variable dependiente ni hay grandes variaciones en las variables comunes con el modelo I. Las principales conclusiones que puede aportar este modelo II a las ya descritas por el modelo I son las siguientes. Existe una diferencia salarial a favor de los trabajadores ocupados en labores de dirección y gerencia que es especialmente significativa cuando se les compara con los menos cualificados, con los trabajadores de comercio o salud o con los trabajadores cualificados del sector primario. También se aprecia que los trabajadores nacionales cobran más que los inmigrantes, salvo en el caso de los procedentes de la Unión Europea. Finalmente se puede concluir que se ha producido un incremento salarial entre 2006 y 2010 y que la mujeres reciben un salario inferior a los varones.

Obtención del éxito salarial.

Una vez estimada la ecuación salarial, el siguiente paso consiste en identificar el nivel de éxito salarial que consigue cada trabajador de acuerdo a su posición dentro de la distribución salarial teórica que se deduce de su dotación de capital humano. Dado este objetivo, conviene aclarar que la especificación empleada es la minceriana básica porque se considera que la única fuente que debe justificar las diferencias salariales es el nivel de capital humano disponible.

Llegados a este punto conviene recordar que en este trabajo se identifica el éxito salarial con la posición dentro de la distribución salarial asociada a la dotación de capital

humano de cada trabajador. Dicho de otra manera, seremos más exitosos cuanto mayor sea la gente a la que superamos en términos salariales. Por lo tanto el éxito crece si lo hace la probabilidad de que ganemos menos de lo que estamos ganando.

(Insertar cuadro 5)

Los resultados del éxito salarial asociado a cada una de las definiciones del salario por cada Comunidad Autónoma y año aparecen recogidos en el cuadro 5. El éxito de cada territorio se obtiene como valor medio del éxito salarial que presentan todos los trabajadores de esa Comunidad Autónoma. Los resultados ponen de manifiesto que, utilizando como variable dependiente el logaritmo del salario hora real, las Comunidades Autónomas que más éxito salarial presentan son el País Vasco y Navarra con una probabilidad media de ganar menos de lo observado del 60%. Con valores superiores al 50% también encontramos a la Comunidad de Madrid, Cataluña y Aragón. Sin embargo, si cambiamos la variable dependiente al salario hora corregido por el nivel de vida, el grupo de Comunidades Autónomas con más éxito sufre algunas modificaciones. Por un lado desaparece Cataluña y por otro se incorporan otras como Andalucía y las dos castillas.

Este tipo de análisis permite hacer representaciones de la distribución salarial de un grupo determinado de trabajadores y la situación de cada Comunidad Autónoma dentro de ella. Esta situación determina el nivel de éxito de cada territorio, de tal manera que, cuanto más a la derecha nos situemos mayor es la probabilidad de que el salario sea menor que el observado y por lo tanto mayor es el éxito.

(Insertar figuras 1 y 2)

El las figuras 1 y 2 se presenta la distribución salarial de un individuo representativo para las dos definiciones salariales. En este caso se considera individuo representativo aquel que está más representado dentro de nuestra muestra, es decir, un trabajador de con edad comprendida entre los 25 y 25 años, que lleva más de 10 años de experiencia en su puesto de trabajo y que tiene un nivel de estudios correspondiente a la educación secundaria de grado I.

A la vista de esas figuras de puede concluir que aunque hay homogeneidad en los resultados sí que se aprecian diferencias. En ambas figuras se presentan únicamente las tres comunidades más y menos exitosas. En general, y teniendo en cuenta que estamos centrados en un grupo homogéneo de acuerdo a su dotación de capital humano, se

puede apreciar que País Vasco y Navarra son los territorios donde mayor es el nivel de éxito tanto en términos reales como en términos corregidos por el nivel de vida. Sin embargo, aunque es Cataluña la tercera con más éxito en el caso del salario real, cuando se corrige por el nivel de Vida, es Castilla y León la que pasa a tomar dicha posición. En el extremo opuesto, Pasa algo similar las Murcia y Galicia repite como comunidades con menos éxito, sin embargo, con el salario real Canarias completa la terna (ahora es la cuarta peor) y en el caso del salario corregido es La Rioja la que pasa a estar en tercera peor situación.

Dependencia espacial.

Una vez obtenida la medida del éxito en la consecución salarial, la última parte del trabajo se centra en analizar la posible existencia de algún tipo de patrón de dependencia espacial entre territorios. Es decir, nos planteamos si existe algún tipo de localización de Comunidades Autónomas que se caracterice por un mayor o menor éxito. Con esta finalidad se construye una matriz de dependencia espacial donde se define vecindad en función de la existencia de alguna frontera física entre las dos zonas (Las Islas no se consideran vecinas de nadie)

(Insertar figuras 3, 4 y 5)

Para realizar este análisis se construyen los Scater plot de Moran y se calculan los test de Moran tanto de dependencia espacial como local. Los resultados de todo este análisis aparecen recogidos en el cuadro 6 y en las figuras 3, 4 y 5. El análisis de dependencia espacial global pone de manifiesto que no existe un alto grado de dependencia espacial a nivel global. Si que se aprecia una valor positivo de la I de Moran (pendiente positiva del scatter plot) pero no hay una gran concentración de puntos en el primer y tercer cuadrante que pudiera estar indicando el hecho de que las Comunidades exitosas se rodean de otras que también lo son y viceversa. Este resultado es independiente de la variable salarial empleada y de momento temporal estudiado.

Sin embargo el hecho de que no exista dependencia espacial a nivel global no descarta que puedan existir zonas con una concentración de comunidades de uno y otro tipo. Para tratar este punto se construye el cuadro 3 donde se presentan los test de dependencia local de moran con su significación de acuerdo con el p-valor. Como ya se comentaba antes, los resultados son bastante homogéneos con independencia de que se

use el salario real o su versión corregida por el nivel de vida, y tampoco hay grandes diferencias si se usa la muestra conjunta o las desagregaciones por año de referencia.

En general se pone de manifiesto que, aunque no existe una fuerte dependencia espacial a nivel global sí que se puede apreciar que hay dos comunidades que se encuentran rodeadas de otras con el mismo grado de éxito salarial. Estas dos comunidades están juntas y son el País Vasco y Navarra. También se aprecia que esta dependencia es más acusada en el caso de Navarra, resultado que seguramente se deba a la frontera con Aragón que es otra de las comunidades más exitosas.

6. CONCLUSIONES

La realidad salarial española pone de manifiesto la existencia de una gran variabilidad regional. Sin embargo, para poder obtener una fotografía adecuada de la situación, hay que tener en cuenta que no todos los trabajadores son iguales en todas las Comunidades Autónomas y que el poder adquisitivo de cada unidad monetaria no es el mismo en todos los territorios.

El análisis descriptivo de los datos pone de manifiesto que el salario en el País Vasco es un 70% superior al de Extremadura y más de un 60% superior al del archipiélago canario. Pero por otro lado, también se observa que la edad media y la antigüedad de los trabajadores es superior en el País Vasco que en el resto de España, y que esta comunidad es la que mayor porcentaje de trabajadores tiene con título de Formación Profesional (tanto de grado medio como superior) y la segunda que más peso tiene en el grupo de trabajadores con título de licenciado, ingeniero o doctor. Sin embargo, cuando corregimos los salarios por el nivel de vida de cada comunidad, las diferencias se reducen sensiblemente y algunas comunidades como Extremadura, cambian su posición dentro de la distribución salarial.

El éxito salarial se define como la probabilidad de ganar más de lo esperado, y para ello el trabajo empírico se inicia con una estimación minceriana que permite calcular la distribución de salario esperado de cada individuo dada su dotación de capital humano. Los resultados de esta estimación ponen de manifiesto que los salarios crecen cuando lo hace la edad del trabajador o su experiencia dentro del puesto de trabajo. Y como no podía ser de otra manera, también refleja que existen rendimientos salariales de la

educación y que este crecimiento es especialmente fuerte en el caso de los trabajadores con estudios universitarios.

Los resultados del cálculo del éxito salarial ponen de manifiesto que siguen siendo el País Vasco y Navarra las comunidades que mejores resultados presentan, y eso con independencia de que se tenga en cuenta el nivel de vida. Por lo tanto, son estas las comunidades donde la probabilidad de que se gane menos de lo que se está ganando alcanza valores superiores, situados en ambos casos en torno al 60%. También se observa que hay cierta homogeneidad entre las regiones exitosas con independencia de la definición salarial o el año, especialmente en el caso de Madrid o Aragón. Y algo similar se puede decir de las peor situadas como los dos archipiélagos o la Región de Murcia. Por otro lado, se aprecia como hay comunidades que mejoran sensiblemente su nivel de éxito cuando el salario se corrige por el nivel de vida, este es el caso de las dos Castillas, Extremadura o Andalucía. Pero también otras que empeoran claramente como Cataluña.

La ultima parte de trabajo trata de identificar la existencia de patrones espaciales en el reparto del éxito salarial. Los resultados ponen de manifiesto que no se puede concluir la existencia de dependencia espacial a nivel global. Sin embargo, sí que se aprecia la existencia de un núcleo de Comunidades exitosas que se rodean de otras que también lo son y que se sitúa junto a Navarra y el País Vasco.

Referencias bibliográficas

Ahamdanech-Zarco, I., J. A. Bishop and A. Grodner (2009): "Labor Market Efficiency in Spain: A Stochastic Frontier Approach", East Carolina University, http://www.ecu.edu/cs-educ/econ/upload/ecu0906-2.pdf

Aigner, D. J. and Cain, G. G. (1997): "Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets", Industrial and Labor Relations Review, 30(2), 175-187.

Aláez Aller, R., Longás García, J. C. y Ullibarri Arce, M (2003): "Diferencias salariales en España: un análisis sectorial/regional". Investigaciones Regionales, Nº

Alcaide Inchausti, J. y Alcaide Guindo, P. (1999): «Comportamiento de las Autonomías Españolas en 1998», Cuadernos de Información Económica, n. 147.

Anselin, L. (1995), "Local Indicators of Spatial Association-LISA". Geographical Analysis, 27 (2), 93-115.

Bande, F., Fernández, M. y Montuenga, V. (2012): "Wage flexibility and local labour markets: a test on the homogeneity of the wage curve in Spain", Investigaciones Regionales, 24, 175-198.

Dietz, R. D., (2002): "The estimation of neighborhood effects in the social sciences: an interdisciplinary approach", Social Science Research. 31, 539-575.

García I., and Molina J. (2002): "Inter-regional wage differentials in Spain". Applied Economic Letters, 9, 209–215

Lindbeck, A. and Snower, D.J. (2001): "Insiders versus Outsiders", Journal of Economic Perspectives, 15 (1), 165-188.

López-Bazo, E., and Motellón, E. (2012): "Human Capital and Regional Wage Gaps". Regional Studies, 46, 1347-1365.

Manski, C. F., (1993): "Identification of endogenous social effects: the reflection problem", Review of Economic Studies. 60, 531-542.

Manski, C. F., (2000): "Economic analysis of social interactions", Journal of Economic Perspectives. 14, 115–136.

Martín-Román, A., Moral de Blas, A. y Pérez-Domínguez, C. (2012): "Ineficiencia salarial y territorio: un análisis del caso español", XXXIX Reunión de Estudios Regionales.

Maza, A. y Villaverde J. (2009): "Provincial wages in Spain: convergence and flexibility", Urban Studies, 46(9), 1969-1994.

Mincer, J. (1974) Schooling, Experience, and Earnings (New York: Columbia University Press).

Moran, P. (1948): "The interpretation of spatial Maps". Journal of the Royal Statistical Society B, 10, 243-251.

Motellón E., López-Bazo E. and Attar M. (2011): "Regional heterogeneity in wage distributions: evidence from Spain". Journal of Regional Science, 51, 558–584.

Mortensen, D. T. (1986): "Job search and Labour market Analysis", in Ashenfelter, O. and Layard (eds), Handbook of Labour Economics, Volume 2, Amsterdam: North-Holland, 849-919.

Solow, R. (1990): The labor market as a social institution. Basil Blackwell, Oxford.

Yellen, J. (1984): "Efficiency wage models of unemployment", American Economic Review, 74 (2), 200-205.

Cuadro 1. Valores medios y desviaciones del salario hora por año.

	2	006	2	010	Total		
	Media	Desviación	Media	Desviación	Media	Desviación	
Andalucía	10.151	7.684	12.942	8.575	11.386	8.208	
Aragón	12.007	7.849	12.945	7.510	12.400	7.722	
Asturias	10.752	6.663	11.025	5.982	10.874	6.369	
Baleares	9.705	6.578	11.797	8.459	10.471	7.392	
Canarias	9.044	6.733	10.717	7.488	9.750	7.109	
Cantabria	10.185	6.000	12.231	7.043	11.102	6.567	
Castilla-León	11.026	7.109	12.842	8.511	11.854	7.831	
Castilla La Mancha	10.019	7.530	12.277	7.874	11.048	7.770	
Cataluña	13.465	9.207	15.056	9.568	14.207	9.410	
C. Valenciana	10.503	6.624	12.428	7.844	11.315	7.226	
Extremadura	8.212	5.035	10.691	7.426	9.346	6.363	
Galicia	9.781	6.545	10.959	7.013	10.313	6.786	
Madrid	14.802	13.255	15.575	10.249	15.171	11.920	
Murcia	9.485	6.272	12.454	9.280	10.588	7.666	
Navarra	13.896	7.953	14.737	9.983	14.220	8.799	
País Vasco	15.322	8.673	16.467	8.782	15.843	8.741	
La Rioja	10.240	5.656	11.493	6.958	10.757	6.255	
España	12.082	9.320	13.826	9.098	12.867	9.261	

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EES de 2006 y 2010.

Nota: Datos calculados para euros del año 2010.

Cuadro 2. Ordenación de las Comunidades Autónomas por año tipo de salario.

Salari	o/hora	Salario/hora corregido por nivel de vida					
2006	2010	2006	2010				
Extremadura	Extremadura	Extremadura	Asturias				
Canarias	Canarias	Baleares	Galicia				
Murcia	Galicia	Murcia	Baleares				
Baleares	Asturias	Canarias	Canarias				
Galicia	La Rioja	Galicia	La Rioja				
Castilla y León	Baleares	Cantabria	Extremadura				
Andalucía	Cantabria	La Rioja	Cantabria				
Cantabria	Castilla y León	C. Valenciana	C. Valenciana				
La Rioja	C. Valenciana	Andalucía	Murcia				
C. Valenciana	Murcia	Asturias	Castilla y León				
Asturias	Castilla la Mancha	Castilla y León	Andalucía				
Castilla la Mancha	Andalucía	Castilla la Mancha	Aragón				
Aragón	Aragón	Cataluña	Castilla la Mancha				
Cataluña	Navarra	Aragón	Cataluña				
Navarra	Cataluña	Navarra	Navarra				
Madrid	Madrid	Madrid	Madrid				
País Vasco	País Vasco	País Vasco	País Vasco				

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EES de 2006 y 2010.

Nota: Datos calculados para euros del año 2010.

Cuadro 3. Características de capital humano por Comunidad Autónoma.

	Sin estudios	Educación primaria	Educación secundaria I	Educación secundaria II	FP grado medio	FP grado superior	Diplomados o equivalentes	licenciados ingenieros y doctores	Edad	Antigüedad
Andalucía	8.3%	17.1%	31.3%	10.7%	6.5%	8.2%	8.3%	9.5%	37.9	79.3
Aragón	2.9%	22.8%	24.4%	12.4%	8.9%	9.3%	9.8%	9.4%	38.9	96.5
Asturias	2.7%	15.7%	32.4%	15.7%	9.2%	8.5%	8.6%	7.1%	38.5	81.3
Baleares	15.6%	15.7%	32.8%	11.5%	6.4%	6.2%	6.3%	5.5%	38.3	78.4
Canarias	10.7%	18.9%	32.0%	9.4%	7.5%	7.6%	6.8%	7.0%	38.6	77.4
Cantabria	2.1%	23.3%	28.4%	11.1%	9.7%	11.4%	7.6%	6.3%	39.1	90.6
Castilla y León	5.8%	21.9%	26.3%	10.6%	7.9%	8.6%	9.2%	9.7%	39.9	104.9
Castilla la Mancha	6.5%	18.6%	38.9%	7.0%	7.8%	6.6%	7.2%	7.4%	38.0	80.5
Cataluña	3.6%	16.7%	26.7%	12.0%	9.5%	9.2%	9.2%	13.0%	39.5	104.0
C. Valenciana	3.8%	24.1%	30.5%	9.7%	7.3%	6.2%	8.4%	10.0%	38.7	88.1
Extremadura	10.1%	15.0%	40.7%	8.8%	6.5%	6.1%	7.6%	5.2%	38.1	75.2
Galicia	7.2%	19.1%	29.9%	9.7%	7.7%	9.9%	7.9%	8.7%	39.0	87.2
Madrid	2.8%	13.9%	22.8%	14.8%	7.5%	7.1%	10.7%	20.5%	38.9	96.1
Murcia	5.0%	22.4%	33.6%	8.9%	8.7%	6.8%	8.5%	6.2%	37.8	75.6
Navarra	7.9%	16.6%	23.4%	7.6%	12.0%	14.4%	8.6%	9.5%	38.6	101.7
País Vasco	4.3%	13.0%	20.4%	9.3%	11.4%	17.4%	9.2%	15.0%	40.3	121.2
La Rioja	5.8%	39.6%	14.7%	8.3%	7.2%	10.3%	6.4%	7.7%	38.6	95.0

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la EES de 2006 y 2010.

Cuadro 4: Estimación del logaritmo salarial mediante

Variable dependiente	Log	garitmo (de salario	/hora	Logaritmo de salario/hora (corregido)							
Modelo]	[J	<u> </u>]	Ţ.		I				
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t				
		Edad ((ref. Men	ores de 25)							
de 25 a 34	0.105	29.5	0.089	27.2	0.105	29.7	0.090	28.0				
de 35 a 44	0.197	53.7	0.157	46.6	0.197	54.2	0.159	47.7				
de 45 a 54	0.264	67.6	0.219	61.4	0.263	68.0	0.220	62.2				
de 55 a 64	0.304	67.9	0.249	60.8	0.301	67.8	0.246	60.8				
mayor de 65	0.348	21.3	0.227	15.3	0.336	20.8	0.218	14.8				
Antigüedad(ref. menos de 6 meses)												
de 6 meses a 1 año	0.743	206.3	0.740	225.5	0.737	206.4	0.734	225.9				
de 1 a 2 años	0.867	241.8	0.859	262.5	0.860	242.0	0.851	262.9				
de 2 a 5 años	0.944	297.8	0.938	321.5	0.935	297.4	0.928	321.1				
de 5 a 10 años	1.034	315.7	1.015	334.7	1.022	314.8	1.000	333.4				
más de 10 años	1.238	374.8	1.192	387.4	1.223	373.5	1.175	385.9				
	Ni	vel de Es	studios (re	ef. Sin estu	ıdios)							
Educación primaria	0.074	17.4	0.056	14.3	0.063	15.0	0.043	11.3				
Educación secundaria I	0.083	20.5	0.065	17.2	0.074	18.2	0.053	14.1				
Educación secundaria II	0.243	53.7	0.176	41.0	0.225	50.1	0.159	37.3				
FP grado medio	0.189	39.3	0.167	37.2	0.169	35.4	0.146	32.7				
FP grado superior	0.270	56.7	0.174	38.3	0.251	53.1	0.155	34.5				
Dip. o equivalentes	0.527	111.7	0.264	53.7	0.510	109.0	0.250	51.2				
Lic., Ing y doctores	0.718	160.2	0.384	79.6	0.693	156.1	0.361	75.8				
	Oct	ıpación (ref. Direc	tivos y ge	rentes)							
Técnicos intelectuales			-0.356	-65.3			-0.351	-65.1				
Técnicos apoyo			-0.558	-103.8			-0.561	-105.4				
Empleados oficina			-0.766	-137.1			-0.760	-137.5				
Comercio y salud			-0.867	-151.6			-0.854	-151.0				
Protección y seguridad			-0.587	-68.3			-0.592	-69.7				
Cualif. sector 1°			-0.865	-58.7			-0.855	-58.7				
Cualif. const. e ind.			-0.752	-133.8			-0.742	-133.4				
Operadores/ conductores			-0.773	-133.7			-0.767	-134.1				
No cualificados			-0.885	-150.7			-0.873	-150.2				
Año 2010			0.020	12.7			0.022	13.6				
Mujer			-0.185	-102.1			-0.191	-106.4				
	P	aís de pr	ocedencia	ı (ref. Esp	aña)							
Unión Europea			0.026	4.8			0.014	2.5				
Resto de Europa			-0.021	-2.6			-0.028	-3.4				
América Latina			-0.004	-0.8			-0.026	-6.2				
Resto de países			-0.025	-4.2			-0.062	-10.7				
Constante	1.036	199.0	1.928	262.3	0.730	141.4	1.619	222.6				
	0.55 0.63 0.54						0.62					

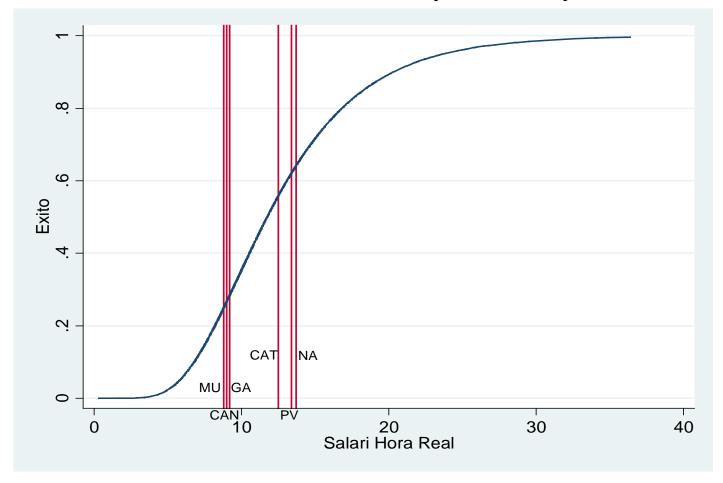
Cuadro 5: Nivel de éxito salarial estimado por variable dependiente, Comunidad Autónoma y año

•	Con sala	ario/hora	Con salario/h	ora corregido	
	2006	2010	2006	2010	
Andalucía	0.48	0.48	0.51	0.52	
Aragón	0.52	0.50	0.55	0.54	
Asturias	0.46	0.46	0.48	0.47	
Baleares	0.46	0.49	0.44	0.47	
Canarias	0.40	0.38	0.45	0.44	
Cantabria	0.46	0.48	0.48	0.50	
Castilla y León	0.45	0.47	0.50	0.52	
Castilla la Mancha	0.46	0.49	0.53	0.56	
Cataluña	0.54	0.55	0.48	0.49	
C. Valenciana	0.46	0.45	0.47	0.46	
Extremadura	0.38	0.39	0.47	0.49	
Galicia	0.40	0.40	0.42	0.43	
Madrid	0.53	0.54	0.52	0.54	
Murcia	0.45	0.46	0.47	0.48	
Navarra	0.60	0.60	0.57	0.57	
País Vasco	0.60	0.61	0.58	0.59	
La Rioja	0.45	0.45	0.48	0.48	

Cuadro 6: Test de dependencia espacial local, por definición salarial y año

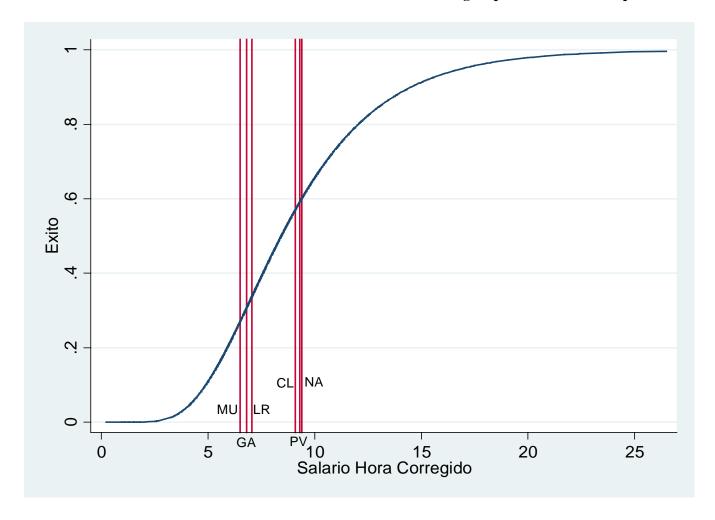
	Salario Real						Salario Real Corregido					
	Total		2006		2010		Total		2006		2010	
	Ii	p.valor	Ii	p.valor	Ii	p.valor	Ii	p.valor	Ii	p.valor	Ii	p.valor
Andalucía	-0.01	0.46	-0.04	0.49	0.02	0.44	-0.01	0.46	-0.04	0.48	0.06	0.41
Aragón	0.27	0.16	0.20	0.21	0.09	0.32	0.15	0.26	0.33	0.11	0.20	0.21
Asturias	0.21	0.30	0.18	0.32	0.18	0.32	0.18	0.32	0.21	0.30	0.33	0.23
Baleares	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Canarias	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Cantabria	-0.24	0.37	-0.12	0.46	-0.02	0.47	-0.07	0.50	-0.20	0.40	-0.04	0.48
Castilla y León	0.06	0.30	0.02	0.36	0.01	0.38	0.02	0.37	0.02	0.36	0.07	0.28
Castilla La Mancha	0.13	0.25	0.04	0.36	-0.02	0.45	0.02	0.39	0.09	0.30	0.12	0.26
Cataluña	-0.07	0.49	0.23	0.33	-0.13	0.46	0.10	0.40	-0.12	0.46	0.02	0.45
C. Valenciana	-0.25	0.33	-0.07	0.49	-0.14	0.43	-0.08	0.48	-0.18	0.40	-0.32	0.28
Extremadura	-0.24	0.37	0.34	0.22	0.06	0.41	0.23	0.28	-0.25	0.36	-0.20	0.40
Galicia	0.07	0.42	0.44	0.22	0.36	0.26	0.39	0.24	0.17	0.36	0.30	0.29
Madrid	0.49	0.20	-0.31	0.35	-0.03	0.48	-0.22	0.40	0.29	0.29	0.70	0.12
Murcia	-0.14	0.44	0.07	0.40	0.05	0.41	0.04	0.42	-0.12	0.46	-0.12	0.46
Navarra	1.53	0.00	1.54	0.00	1.12	0.01	1.32	0.00	1.75	0.00	1.15	0.01
País Vasco	0.57	0.07	0.45	0.12	0.57	0.07	0.52	0.09	0.62	0.06	0.65	0.05
La Rioja	-0.50	0.16	-0.47	0.17	-0.51	0.15	-0.49	0.16	-0.43	0.20	-0.61	0.10

Figura 1. Situación de las Comunidades Autónomas en la distribución del salario real para un individuo representativo



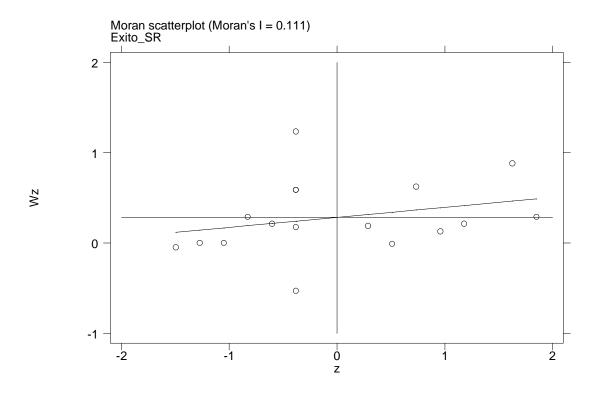
Nota: El individuo representativo es un trabajador de 25 a 35 años, con más de 10 años de antigüedad y educación secundaria de nivel 1.

Figura 2. Situación de las Comunidades Autónomas en la distribución del salario real corregido para un individuo representativo



Nota: El individuo representativo es un trabajador de 25 a 35 años, con más de 10 años de antigüedad y educación secundaria de nivel 1.

Figura 3: Scatter plot de Moran para cada definición salarial (datos agregados).



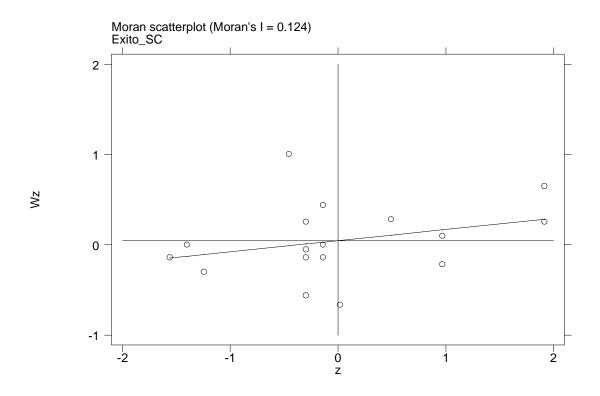
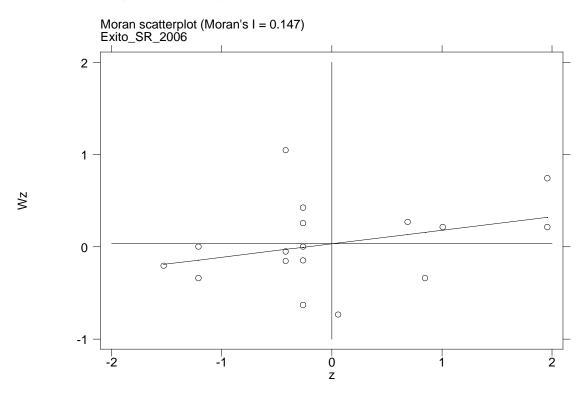


Figura 4: Scatter plot de Moran para cada definición salarial (año 2006).



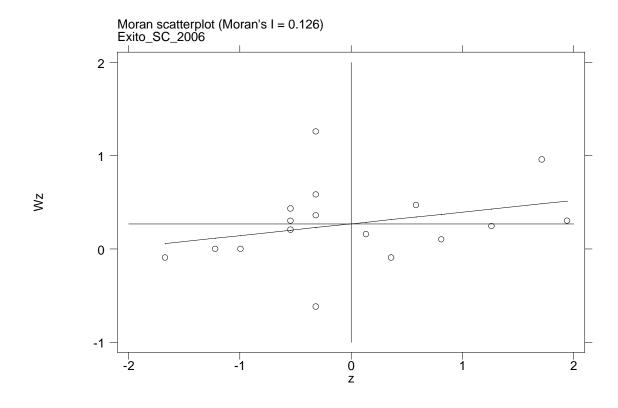


Figura 5: Scatter plot de Moran para cada definición salarial (año 2010).

