



Universidad de Valladolid

FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES, JURÍDICAS Y DE LA
COMUNICACIÓN

Grado en Administración y Dirección de Empresas

TRABAJO DE FIN DE GRADO

Convergencia de la dispersión salarial en España

Presentado por Alicia Calvo del Barrio

Tutelado por Alfonso Moral de Blas

Segovia, 18 de Junio 2018

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN Y JUSTIFICACIÓN.....	5
CAPÍTULO I	
REVISIÓN DE LA LITERATURA	
1.1. Desigualdad y dispersión salarial por regiones.....	9
1.2. Desigualdad y dispersión salarial con un análisis no regional.....	10
1.3. Desigualdad y dispersión salarial por género.....	11
CAPÍTULO II	
BASES DE DATOS Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO	
2.1. Bases de datos.....	15
2.1.1. Encuesta Anual de Estructura Salarial (EAES).....	15
2.1.2. Encuesta de Población Activa (EPA).....	15
2.2. Análisis descriptivo.....	16
CAPÍTULO III	
METODOLOGÍA	
3.1. Medidas de dispersión.....	23
3.2. Medidas de convergencia.....	24
3.2.1. β -convergencia.....	24
3.2.1.1. β -convergencia absoluta.....	25
3.2.1.2. β -convergencia condicionada.....	25
3.2.2. σ -convergencia.....	26
CAPÍTULO IV	
RESULTADOS	
4.1. Resultados del análisis de la β-convergencia.....	29
4.1.1. Resultados del análisis de la β -convergencia absoluta.....	29
4.1.2. Resultados del análisis de la β -convergencia condicionada.....	31
4.2. Resultados del análisis de la σ-convergencia.....	36
CAPÍTULO V	
CONCLUSIONES	
Conclusiones.....	41
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	43
ANEXO I	
Medidas de dispersión.....	45

INTRODUCCIÓN Y JUSTIFICACIÓN

El objetivo de este trabajo es analizar si se ha producido un acercamiento de la dispersión salarial durante el periodo 2008-2015 entre las comunidades autónomas españolas. Este estudio se ha planteado como consecuencia de que, a pesar de los abundantes estudios realizados sobre la dispersión y la desigualdad salarial en España, tanto a nivel regional como no regional o por género, los estudios sobre la convergencia en las diferencias salariales han sido escasos.

En España se están sufriendo elevadas tensiones a nivel salarial y en el mercado laboral (Confidencial (2017)). Esto se debe a que desde la crisis económica, España es el país europeo donde se ha perdido un mayor poder adquisitivo en los salarios y muchos puestos de trabajo que aún no han sido recuperados. Sin embargo, España es uno de los países de la eurozona con una mayor recuperación económica. Esta pérdida del poder adquisitivo se debe, en gran medida, a la moderación salarial aplicada durante el proceso de recesión económica.

Si a estos dos puntos anteriores, se le añaden las diferencias salariales a nivel autonómico, tanto en un estudio global, como en un estudio por género, las tensiones aumentan en mayor medida. Un ejemplo de ello, es que el salario medio anual a nivel global en el País Vasco sea de 27.571,31 euros en el año 2015 y en las islas Canarias sea de 19.856,61 euros en el mismo año. Lo mismo ocurre cuando se realiza un estudio por género, ya que Navarra es la comunidad autónoma con una mayor diferencia salarial entre hombres y mujeres, siendo el salario medio anual en 2015 para los hombres de 28.727,37 euros y para las mujeres en el mismo año es de 20.563,08 euros.

Por esta razón, en este trabajo se ha considerado importante estudiar la dispersión salarial entre las comunidades autónomas españolas. Para ello, se ha utilizado el recorrido intercuartílico e interdecílico, tanto en términos absolutos como en términos relativos.

Cuando se estudia la dispersión salarial se puede observar que, lejos de reducirse a lo largo del tiempo, ha aumentado en el periodo 2008-2015 para todas las comunidades autónomas de España. En este aspecto, destacan Madrid y el País Vasco como las comunidades con una mayor dispersión salarial medida a través del recorrido intercuartílico en términos absolutos con 19.023,44 y 19.355,2 de dispersión salarial en el año 2015. En el lado contrario, utilizando la misma medida, destacan las islas Baleares y las islas Canarias con 10.265,7 y 12.717,7 de dispersión salarial en el año 2015. Cuando se realiza el estudio por género, sobresale que las comunidades autónomas, nombradas anteriormente, en las que hay una mayor dispersión salarial, esta dispersión es mayor para los hombres y en las comunidades autónomas con una menor dispersión salarial, la dispersión es mayor para las mujeres.

Por otro lado, para el estudio de la convergencia se ha recurrido a los métodos más comunes en la literatura, que son la β -convergencia, tanto absoluta como condicionada y la σ -convergencia. Todas estas medidas y resultados se han obtenido a partir de los datos proporcionados por la Encuesta Anual de Estructura Salarial (EAES) que permite acceder a los datos sobre la distribución salarial.

El trabajo se estructura de la siguiente forma: en el capítulo I se realiza una revisión de la literatura con los estudios relacionados con la convergencia y con la desigualdad y dispersión salarial en España. El capítulo II incluye un breve resumen sobre las bases de datos utilizadas para el estudio y un abreviado estudio descriptivo sobre la dispersión

INTRODUCCIÓN Y JUSTIFICACIÓN

salarial en las comunidades autónomas españolas. En el capítulo III se trata la metodología empleada en la elaboración del trabajo, por un lado las medidas de dispersión salarial y por otro las medidas de convergencia. El capítulo IV engloba los principales resultados del trabajo, referentes a la β -convergencia y a la σ -convergencia y, por último, en el capítulo V se exponen las principales conclusiones.



CAPÍTULO I:
REVISIÓN DE LA LITERATURA

El estudio de la dispersión salarial, normalmente se ha analizado de forma conjunta con las desigualdades salariales. Los estudios que analizan las desigualdades salariales y la dispersión salarial son numerosos, tanto a nivel nacional como a nivel internacional. Sin embargo, los trabajos sobre la convergencia salarial en España son más reducidos, entre ellos, destaca el elaborado por Rosés y Sánchez-Alonso (2004) que analiza la convergencia salarial por regiones en España desde 1850 a 1930 a través de una serie de datos, creada por ellos mismos, con los salarios reales corregidos por la paridad del poder adquisitivo; con los que se analizó tanto la β -convergencia como la σ -convergencia. Según los resultados del estudio, se puede observar una convergencia salarial de España con los países más desarrollados (Francia, Estados Unidos, Suecia) desde mediados del siglo XIX hasta 1914; sin embargo, esta convergencia se paralizó como consecuencia de la Primera Guerra Mundial, lo que provocó un aumento de las diferencias salariales entre las regiones y las provincias españolas.

En cuanto a los estudios que tratan la desigualdad salarial y la dispersión salarial, se van a clasificar de la siguiente forma:

1.1 Desigualdad y dispersión salarial por regiones.

Cuando se analizan las Comunidades Autónomas existe dispersión salarial y diferencias salariales entre ellas. En este ámbito, destacan los trabajos de Villaverde (1999) y Villaverde y Maza (2002).

El primero de estos trabajos investiga la flexibilidad de los salarios reales desde un punto de vista de las Comunidades Autónomas, para ello analizó la dispersión geográfica de los salarios en España (tanto los observados como los corregidos por las diferencias en la estructura ocupacional), su evolución temporal y su grado de flexibilidad. Con ello, estudió la β -convergencia y la σ -convergencia observando que la flexibilidad regional de los salarios reales es muy reducida y esta es menor en los salarios corregidos que en los observados. Además la flexibilidad salarial, que puede ser favorecida por la pertenencia a la UME, se ha reducido con el paso del tiempo.

En cuanto al segundo estudio que trata sobre las disparidades regionales en las tasas de desempleo y su conexión con los salarios entre 1985 y 1999, se observó que las disparidades regionales son muy fuertes y persistentes lo que provoca unas grandes disparidades a nivel regional tanto en las tasas de desempleo como en los salarios. También con este estudio se puede afirmar que existe rigidez de los salarios regionales ante el desempleo regional, que existe inercia salarial en el corto plazo y que la dinámica salarial mantiene más una curva de Phillips que una curva de salarios.

El trabajo más reciente sobre las diferencias salariales entre las regiones españolas es el realizado por El-Attar, López-Bazo y Motellón (2007) en el que se estudian las diferencias regionales en la distribución salarial fijándose en la heterogeneidad de las características de los trabajadores, de los puestos de trabajo y de las empresas españolas para los años 1995-2002. Para ello utilizan la información de asalariados en la Encuesta de Estructura Salarial para estos años y la descomposición de Oaxaca-Blinder. Según sus resultados se observa que las diferencias salariales se pueden explicar a través de las características de los trabajadores, del puesto de trabajo o de la empresa; que la brecha salarial en 1995 se explica por las diferencias en los rendimientos de las características de los trabajadores y en 2002 por las tasas de retorno de las características de los trabajadores, empresas y puestos de trabajo; y que el emparejamiento empresa-

CAPÍTULO I

trabajador es menos eficiente en regiones con niveles salariales más bajos, al contrario que en Madrid, País Vasco y Cataluña.

Por su parte, Vila (2008) realizó un trabajo que estudia las retribuciones de los trabajadores a lo largo del siglo XXI en las Comunidades Autónomas, centrándose en la enseñanza pública no universitaria. Con los resultados de este trabajo se percibe una pérdida del poder adquisitivo del profesorado cuando se estudian los salarios reales, además, al ser la β -convergencia negativa son los profesores peor remunerados los que pierden un mayor poder adquisitivo (destacando el caso gallego).

Alguna de las medidas propuestas para corregir estas desigualdades salariales es la recomendada por El-Attar, López-Bazo y Motellón, ya que proponen la homogeneización en la distribución salarial en función de las características de los trabajadores, de los puestos de trabajo y de las empresas.

1.2 Desigualdad y dispersión salarial con un análisis no regional.

Entre los estudios que analizan la desigualdad y la dispersión salarial a nivel no regional destaca el elaborado por Simón y Palacio (2004) que analiza la determinación de los salarios en el mercado laboral a través de los factores de la oferta y de la demanda de trabajo con los datos obtenidos en la Encuesta de Estructura Salarial y el modelo de determinación salarial. Este estudio concluye afirmando que la dispersión salarial que existe en España, debida, en parte, a la influencia de las empresas en la determinación de los salarios, es propia de países con sistemas de negociación colectiva descentralizados y provoca una mayor tasa relativa de pobreza y unas mayores diferencias salariales entre hombres y mujeres.

También hay que destacar otro de los trabajos realizados por Simón (2009) en el que se analiza la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español, identificando los determinantes de la desigualdad salarial y su evolución en el mercado de trabajo español (1995-2002), concluyendo con que la diferenciación salarial y la negociación colectiva son los principales desencadenantes de la desigualdad salarial y que esta se ha reducido en este periodo en España. Para ello, utilizó los microdatos de la Encuesta Europea de Estructura Salarial y los modelos econométricos de Fields y Yun.

En relación con la dispersión salarial cabe mencionar el realizado por Rodríguez (2000) sobre el grado de dispersión entre categorías profesionales en las tarifas salariales negociadas en el convenio colectivo de empresa, centrándose en el caso asturiano ya que es la comunidad autónoma que tiene un mayor número de trabajadores sujetos al convenio de empresa. En este estudio se observa que la dispersión salarial, que tiene un comportamiento anti-cíclico (ya que aumenta en periodos de crisis), se reduce cuando aumentan las tasas de afiliación sindical y las ventas por trabajador, cuando disminuye la tarifa salarial media negociada y cuando existen establecimientos sindicalizados.

En cuanto al estudio de la desigualdad y dispersión salarial realizados a nivel internacional, cabe mencionar el elaborado por Atkinson (2003) estudiando la convergencia en la desigualdad de la renta en los países industrializados de la OCDE; o el realizado por Castro y Huesca (2007) analizando los principales factores que han provocado el incremento de la desigualdad salarial en México entre los que destacan la mayor apertura comercial, la globalización, la incorporación de los jóvenes y de las mujeres al mercado laboral, los sindicatos, el salario mínimo...

1.3 Desigualdad y dispersión salarial por género.

Cabe destacar los estudios realizados en cuanto a las diferencias salariales por género en España, ya que coinciden en que una de las causas de la desigualdad salarial por género es la segregación laboral de las mujeres, situándose estas en los niveles más bajos de la estructura laboral. Esta segregación laboral se puede producir porque los hombres y las mujeres no tienen las mismas preferencias y habilidades, o bien, porque no existe igualdad de oportunidades de empleo. En este último caso, se debe corregir la situación y, para ello, Simón, Ramos y Sanromá (2008) plantea apoyar las normativas en contra de la discriminación salarial (Directiva 2002/73/CE del Parlamento Europeo y el Consejo Europeo y Consejo Económico y Social, 2003).

También cabe mencionar el trabajo realizado por Simón y Palacio (2002) en el que se analizan las diferencias salariales por sexo en el mercado de trabajo español y las diferencias existentes entre los distintos niveles de una estructura laboral; el realizado por Simón (2006) en el que se intenta identificar el origen de las diferencias salariales por sexo en España en el que no solo se tiene en cuenta la segregación laboral sino la penalización que supone la segregación sobre los salarios de las mujeres; y el realizado por Simón et al. (2008) que estudia la evolución de las diferencias salariales por razón de sexo y concluyen con que, a pesar de que las desigualdades salariales por género se han reducido por la disminución de la dispersión salarial, las mujeres se mantienen en los niveles más bajos de la estructura laboral, por lo que no existe convergencia con el salario de los hombres y aparece el efecto denominado “techo de cristal”.



CAPÍTULO II:
BASES DE DATOS Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO

En este apartado, se van a tratar, por un lado las bases de datos empleadas para el estudio y, por otro lado, un breve análisis descriptivo sobre la dispersión salarial en España a nivel autonómico, tanto en un análisis global como en un análisis por género.

2.1. Bases de datos.

2.1.1. Encuesta Anual de Estructura Salarial (EAES).

La fuente de información utilizada para la obtención de los datos salariales para poder analizar la dispersión salarial es la Encuesta Anual de Estructura Salarial (EAES) en el apartado de los resultados de la distribución salarial, estudiada por comunidades autónomas en el periodo de 2008 a 2015. Esta encuesta, según el informe INE (2017a), aporta información sobre las medias, los percentiles y los cuartiles de la distribución salarial clasificado por sexo y por comunidades autónomas, lo que facilita el análisis de la dispersión salarial en España.

Esta encuesta es realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) desde el 2004 a través de la información proporcionada por los ficheros de la Seguridad Social (SS) y de la Agencia Tributaria, junto con un cuestionario elaborado por el propio INE con periodicidad anual. La encuesta tiene por objetivo facilitar estimaciones sobre la ganancia bruta anual por trabajador en función del tipo de jornada, sexo, actividad económica, ocupación, edad...

En cuanto al ámbito geográfico, esta encuesta tiene validez para todo el territorio nacional, incorporando Ceuta y Melilla en los resultados de Andalucía. Por otro lado, si se analiza el ámbito personal, en la encuesta se tienen en cuenta, aproximadamente, 28.500 establecimientos y 220.000 trabajadores por cuenta ajena que estén dados de alta en la Seguridad Social al menos dos meses completos desde un determinado mes de referencia (como puede ser el mes de Octubre), excluyendo así a aquellos trabajadores cuya principal remuneración sea en forma de comisiones o de beneficios. Además en dicha encuesta, la clasificación de ocupaciones utilizada es la Clasificación Nacional de Ocupaciones, donde se consideran dos tipos de jornada laboral (a tiempo completo y a tiempo parcial) y dos tipos de contrato (de duración indefinida y temporales).

Dicha encuesta se realiza anualmente, a diferencia de la Encuesta de Estructura Salarial (EES) que es realizada cada cuatro años. Para su elaboración se investigan los centros de cotización cuya actividad económica esté dentro del sector de la industria, de la construcción o de los servicios. Con respecto al tipo de muestreo, utiliza el bietápico estratificado y, por tanto, se desarrolla en dos etapas, en la primera, la unidad estadística son las cuentas de cotización a la Seguridad Social (CC), y en la segunda la unidad estadística son los trabajadores de las cuentas de cotización (asalariados).

Los resultados obtenidos con la Encuesta Anual de Estructura Salarial se dividen en dos tipos de ganancias salariales, la ganancia anual y la ganancia por hora, siendo esta última la que permite analizar la igualdad para los trabajadores con distintas jornadas laborales.

2.1.2. Encuesta de Población Activa (EPA).

Para la obtención de las variables introducidas en los modelos analizados para estudiar la β -convergencia condicionada se han utilizado los datos obtenidos en la Encuesta de

CAPÍTULO II

Población Activa (EPA). Por un lado, dentro del apartado ocupados por grupo de edad, sexo y sector económico por comunidad autónoma en el segundo trimestre del año 2015 para obtener la información necesaria para calcular el peso de los ocupados en la agricultura, industria y servicios sobre el total y, por otro lado, dentro de la tasa de paro por distintos grupos de edad, sexo y comunidad autónoma para obtener la tasa de paro del año 2015.

Esta encuesta, según lo dispuesto en el documento INE (2017b), es realizada por el Instituto Nacional de Estadística desde el año 1964, utilizando en la actualidad la metodología aprobada en el año 2005 y teniendo como principal objetivo conocer la actividad económica en relación con el componente humano, ya que proporciona información sobre las principales categorías del mercado de trabajo, es decir, sobre los ocupados, los parados, los activos y los inactivos.

La Encuesta de Población Activa es una encuesta continua de periodicidad trimestral realizada a la población que reside en viviendas familiares dentro de todo el territorio nacional. La muestra de la encuesta equivale a alrededor de 65.000 viviendas (180.000 personas), teniendo 3.822 secciones censales. Con esta muestra se realiza, en primer lugar, una entrevista mediante visita personal asistida por ordenador (método CAPI) y, en segundo lugar, una entrevista mediante llamada telefónica asistida por ordenador (método CATI).

Con respecto al tipo de muestreo, esta encuesta tiene un muestreo bietápico con estratificación en las unidades de primera etapa para cada provincia; siendo las unidades de primera etapa las secciones censales y las unidades de segunda etapa las viviendas familiares habitadas.

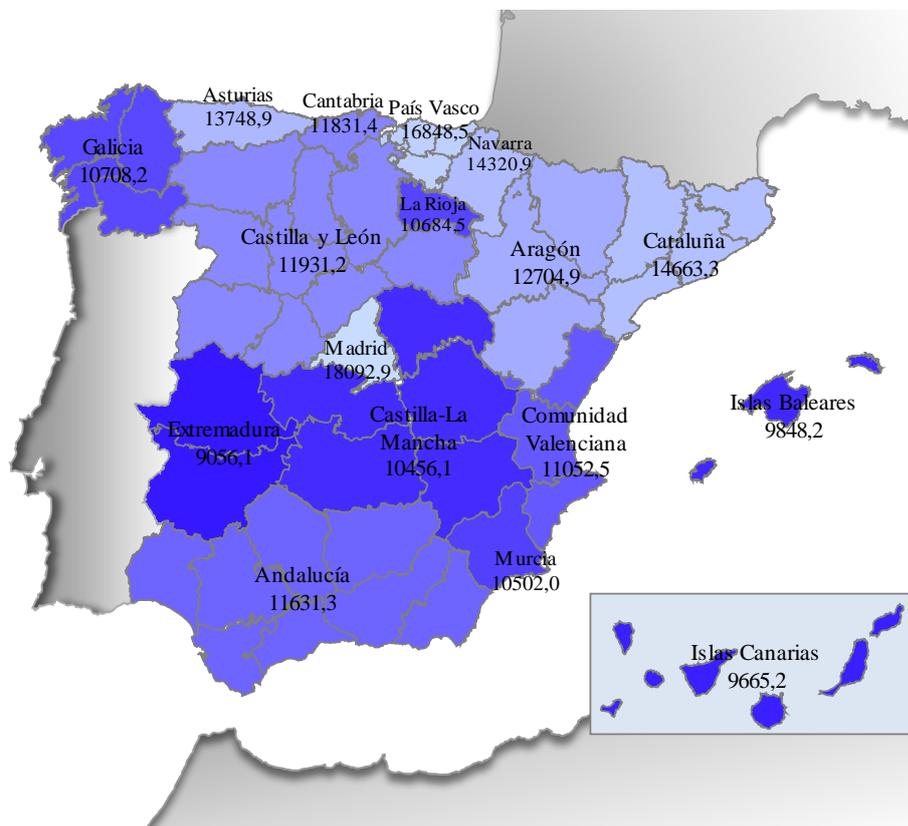
2.2. Análisis descriptivo.

En un principio, cuando se analizan los datos obtenidos de la Encuesta Anual de Estructura Salarial (EAES) desde 2008 hasta 2015 se puede observar una elevada diferencia salarial entre hombres y mujeres en términos de media salarial anual, ya esta media salarial para los hombres está en torno a los 25.000 euros al año y la media salarial para las mujeres está en torno a los 19.000 euros al año. En cuanto a estas diferencias salariales por género, en dicho periodo, destaca Navarra como la comunidad autónoma donde existe una mayor diferencia salarial, siendo el salario medio en el año 2015 para los hombres de 28.727,37 euros y para las mujeres de 20.563,08 euros. Por el contrario, las islas Canarias y las islas Baleares destacan como las comunidades autónomas donde existe una menor diferencia salarial por género, ya que, por ejemplo, en las islas Canarias el salario medio anual en el año 2015 para los hombres es de 21.336,72 euros y para las mujeres de 18.279,76 euros.

También, se pueden observar diferencias salariales entre las comunidades autónomas, ya que, tanto para un análisis global como para un análisis por género, las comunidades que tienen unos salarios medios superiores son aquellas que están más desarrolladas económicamente (Madrid, Cataluña y el País Vasco) y las comunidades autónomas menos desarrolladas económicamente son las que tienen unos salarios inferiores (Murcia, Extremadura y las islas Canarias), siendo la diferencia salarial entre ellas bastante notable, ya que, por ejemplo el salario medio anual en el año 2015 en el País Vasco es de 27.571,31 euros y en las islas Canarias es de 19.856,61 euros en el mismo año.

Por otro lado, en cuanto al estudio de la dispersión salarial en las distintas comunidades autónomas, medido a través del recorrido intercuartílico en términos absolutos y representado en forma de mapa, hay que tener en cuenta que los colores azules más oscuros representan aquellas comunidades autónomas donde hay una menor dispersión salarial y los colores azules más claros representan aquellas comunidades autónomas donde existe una mayor dispersión salarial.

Mapa 2.1. Recorrido intercuartílico en términos absolutos para ambos sexos (año 2008)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la EAES.

En el mapa 2.1, se puede observar que las comunidades autónomas donde existe una mayor dispersión salarial son Madrid (18.092,9), el País Vasco (16.848,5) y Cataluña (14.663,3) ordenadas de mayor dispersión a menor respectivamente. Por el contrario, las comunidades autónomas con una menor dispersión salarial son Extremadura (9.056,1), las islas Canarias (9.665,2) y las islas Baleares (9.848,2) ordenadas de menor a mayor respectivamente.

Destaca que las comunidades autónomas con mayor dispersión salarial en el año 2008 coinciden con aquellas comunidades que han sido nombradas anteriormente como las que tenían unos salarios medios superiores. Por otro lado, las comunidades autónomas con una menor dispersión salarial en el año 2008, a su vez, coinciden con aquellas comunidades con unos salarios medios inferiores, también nombradas con anterioridad.

Mapa 2.2. Recorrido intercuartílico en términos absolutos para ambos sexos (año 2015)



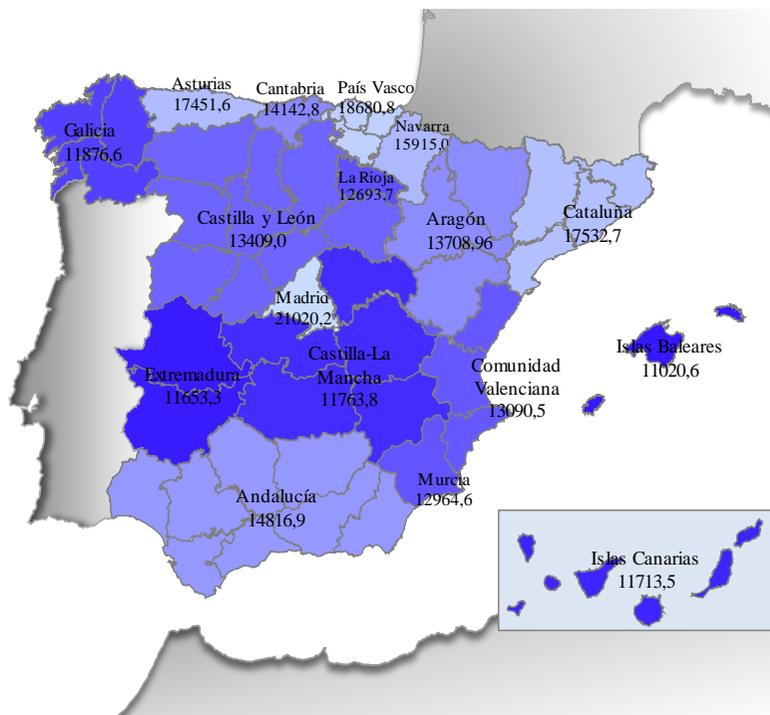
Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la EAES.

En el mapa 2.2, se puede apreciar que las comunidades autónomas donde existe una mayor dispersión salarial siguen siendo el País Vasco (19.335,2), Madrid (19.023,44), y Cataluña (16.645,8) ordenadas de mayor a menor dispersión respectivamente. Por el contrario, las comunidades autónomas con una menor dispersión salarial son las islas Baleares (10.765,7), Galicia (11.805,3), Castilla-La Mancha (12.408,1) y Extremadura (12.571,4), ordenadas de menor dispersión a mayor respectivamente.

En comparación con el mapa 2.1, se puede afirmar que la dispersión salarial medida a través del recorrido intercuartílico en términos absolutos, ha aumentado en todas las comunidades autónomas entre los 1.000 y 3.000 puntos aproximadamente. Este factor ha producido una serie de cambios entre las comunidades autónomas con una mayor y una menor dispersión salarial, destacando a Galicia y Castilla-La Mancha entre las comunidades con una menor dispersión salarial en el año 2015.

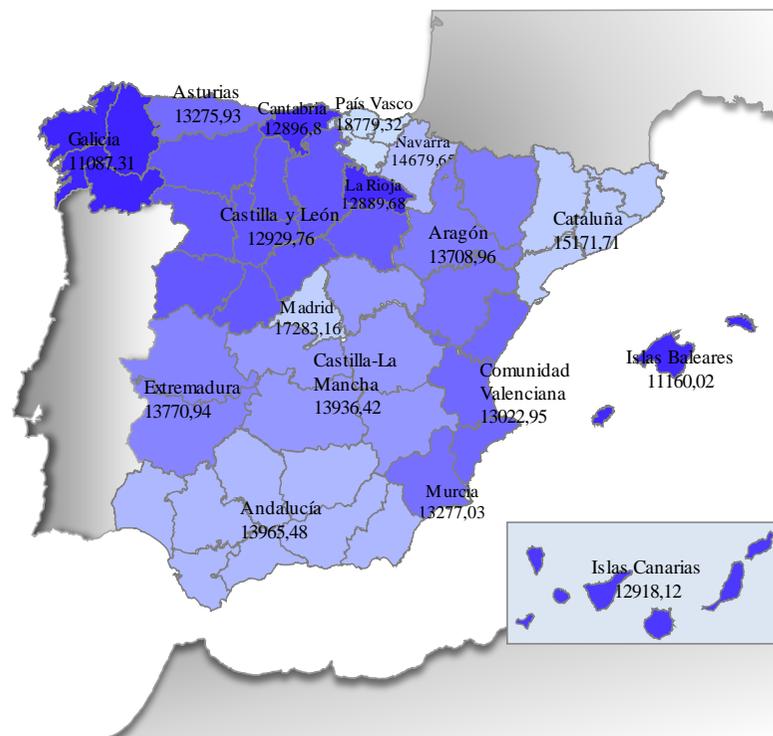
Si se realiza un análisis de la dispersión salarial por género, se puede observar lo siguiente (mapa 2.3 y mapa 2.4):

Mapa 2.3. Recorrido intercuartílico en términos absolutos para hombres (año 2015)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la EAES.

Mapa 2.4. Recorrido intercuartílico en términos absolutos para mujeres (año 2015)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la EAES.

CAPÍTULO II

Si se realiza un análisis de la dispersión salarial por género se puede observar que, tanto para hombres como para mujeres (mapas 2.3 y 2.4), las comunidades autónomas con una mayor dispersión salarial son Madrid (21.020,2 para los hombres y 17.283,16 para las mujeres), País Vasco (18.680,8 para los hombres y 18.779,32 para las mujeres) y Cataluña (17.532,7 para los hombres y 15.171,71 para las mujeres). Por otro lado, las comunidades autónomas con una menor dispersión salarial son, para los hombres, las islas Baleares (11.020,6), Extremadura (11.653,3) y las islas Canarias (11.713,5), y para las mujeres, Galicia (11.087,31), las islas Baleares (11.160,02) y la Rioja (12.889,68), coincidiendo únicamente los dos sexos en las islas Baleares. En relación con estos datos, se puede observar que, en la mayoría de los casos, los hombres tienen mayor dispersión salarial que las mujeres.

En relación con el análisis desagregado por género, destaca que los hombres tienen una mayor dispersión salarial en las comunidades autónomas en las que esta dispersión es mayor a nivel global (Madrid y Cataluña, a excepción del País Vasco). En el caso de las mujeres destaca que existe una mayor dispersión salarial en aquellas comunidades con menor dispersión a nivel global (destacando el caso de las islas Baleares). Esto se puede deber a que, como los hombres tienen una media salarial superior a las mujeres, la dispersión salarial entre ellos se agrava en las comunidades autónomas con mayor dispersión. En el lado contrario, las mujeres tienen una menor media salarial en comparación a los hombres, por lo que la dispersión entre ellas puede ser mayor en las comunidades con menor dispersión salarial.

En conclusión, la dispersión salarial en España, lejos de reducirse a lo largo del tiempo, se ha aumentado en el período 2008-2015 en todas y cada una de las comunidades autónomas españolas, tanto para un análisis global, como un análisis por género. También se puede añadir, que las comunidades autónomas con una mayor dispersión salarial (Madrid, Cataluña y País Vasco) son aquellas que tienen una mayor media salarial anual y las comunidades autónomas con una menor dispersión salarial (destacando a las islas Baleares) son aquellas comunidades con una menor media salarial anual.



CAPÍTULO III: METODOLOGÍA

3.1. Medidas de dispersión.

De acuerdo con los manuales de estadística de Ruiz (2000), de Pérez (2010) y de Lorenzo (2007), la dispersión es la medida en la que un promedio es capaz de representar una distribución, y este promedio la representará mejor cuando los valores de la variable analizada estén más próximos al promedio o tendencia central. Por tanto, la dispersión analiza la proximidad o separabilidad de los valores, afirmando que a mayor dispersión menor es la representatividad del promedio y viceversa.

Para estudiar la dispersión existen una serie de medidas que permiten analizar la representatividad del promedio utilizado para estudiar la distribución. Antes de comentar estas medidas de dispersión, es conveniente analizar las medidas de posición no central, ya que están relacionadas con las medidas de dispersión.

Las medidas de posición no central indican la posición en la que se encuentran determinadas partes de la distribución sin reflejar ninguna tendencia central. Estas medidas son, principalmente, los cuantiles, que representan los valores de la variable (ordenados de forma creciente) que dividen la distribución en partes, teniendo en cada una de dichas partes el mismo número de frecuencias. Los principales cuantiles¹ son:

- Cuartiles: son valores de la variable que dividen a la distribución en cuatro partes, donde cada una de las partes engloba el 25% de las mismas. El primer cuartil (Q_1) deja a su izquierda el 25% de los datos, el segundo cuartil (Q_2) el 50%, el tercero (Q_3) el 75% y el cuarto (Q_4) el 100%.
- Deciles: son valores de la variable que dividen a la distribución en diez partes, y cada parte engloba el 10% de los datos.
- Centiles o percentiles: son valores de la variable que dividen a la distribución en cien partes, y cada parte engloba el 1% de los datos.

Todas estas medidas de posición no central sirven para calcular las medidas de dispersión, que pueden ser de dos tipos:

- Medidas de dispersión absolutas, que se utilizan cuando se quiere analizar la variabilidad de una sola distribución de frecuencias. Entre estas medidas destacan el recorrido, el recorrido intercuartílico, interdecílico o intercentílico, la varianza, la desviación típica y la desviación absoluta respecto a un promedio.
- Medidas de dispersión relativas, que se utilizan cuando se pretende comparar la variabilidad de dos o más distribuciones de frecuencias. Entre estas medidas destaca el coeficiente de variación de Pearson.

Para el estudio de la convergencia de la dispersión salarial en España, se utilizarán las medidas de dispersión absolutas, es decir, los recorridos, debido a la disponibilidad de los datos de la Encuesta Anual de Estructura Salarial (EAES).

El recorrido calcula la diferencia entre el valor máximo y el valor mínimo de la variable:

$$\text{Recorrido} = \text{Máx}(X_i) - \text{Mín}(X_i)$$

¹ Para una mejor comprensión de los cuantiles, consultar la tabla 1.1 del anexo I.

Esta medida es muy sencilla de utilizar pero, sin embargo, al depender únicamente de los valores extremos de la distribución, no tiene en cuenta el resto de valores de dicha distribución (valores anómalos), lo que puede dar lugar a conclusiones equivocadas.

Como solución a este problema, se planteó utilizar el recorrido o rango intercuartílico que mide la diferencia entre el tercer y el primer cuartil:

$$R = C_3 - C_1$$

Este recorrido (R) contiene el 50% de los valores centrales de la distribución y su interpretación se resume en que cuanto mayor sea el recorrido intercuartílico, mayor será la variabilidad o dispersión de la distribución de las frecuencias.

Como alternativas al recorrido intercuartílico, también se plantea el recorrido interdecílico, que se calcula de la siguiente forma:

$$R = D_9 - D_1$$

Estas medidas están condicionadas por el nivel salarial, y es muy común que la dispersión sea mayor donde el salario es más alto. Para corregir esta deficiencia se pueden construir unos recorridos relativos dividiendo el valor obtenido en los anteriores entre la media o la mediana de los datos estudiados. Para este trabajo las medidas de dispersión se dividen entre la media salarial.

3.2. Medidas de convergencia.

En función de la terminología utilizada en los trabajos de Barro y Sala-i-Martin (1992), Dolado, González-Páramo y Roldán (1994) y Moral (2003), se pueden definir dos tipos de convergencia, la β -convergencia y la σ -convergencia.

3.2.1. β -convergencia.

De acuerdo con los trabajos anteriormente mencionados, la β -convergencia afirma que cuando se igualen la tecnología, las preferencias y el nivel de conocimiento de las regiones, países o áreas geográficas analizadas, la renta per cápita de estas distintas áreas geográficas se igualará con el paso del tiempo. Para ello, las regiones más pobres o con un menor nivel de renta per cápita deben crecer a tasas más elevadas que las regiones más ricas o con un mayor nivel de renta per cápita.

Con esta definición, se puede observar que el parámetro de β -convergencia depende de los parámetros tecnológicos y de preferencias, sobretodo de la productividad, del capital y de la disposición hacia el ahorro.

Este tipo de convergencia debe ser analizada en el largo plazo, aunque puede haber subperíodos en los que se reduzca la convergencia o se aumente la dispersión.

En este trabajo no se van a analizar estas variables, sino que se van a aplicar los dos métodos de análisis de la convergencia para el recorrido intercuartílico e interdecílico, tanto en términos absolutos como relativos, para así analizar la convergencia en la dispersión salarial en España en el periodo anteriormente definido.

Cuando se habla de la β -convergencia, se pueden diferenciar dos tipos: la β -convergencia absoluta y la β -convergencia condicionada.

3.2.1.1. β-convergencia absoluta.

La β-convergencia absoluta se calcula con la siguiente ecuación,

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta * \ln(y_{i,t-1}) + \varepsilon_t$$

donde $y_{i,t}$ e $y_{i,t-1}$ reflejan los valores de las variables que deberían converger, el subíndice i representa el conjunto de regiones, países o zonas geográficas analizadas y el logaritmo del cociente $\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}$ representa la tasa de crecimiento.

Cuando la variable y deja de crecer se verifica lo siguiente:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = 0$$

Por lo que si se despeja el $\ln(y_{i,t-1})$ se obtiene el siguiente resultado:

$$\ln(y_{i,t-1}) = \frac{\alpha}{(-\beta)}$$

Por tanto, se espera que la β sea negativa y, como consecuencia, que exista una relación inversa entre el valor de la variable y su tasa de crecimiento, aunque con el paso del tiempo, se espera que ese valor de la variable se iguale a $\frac{\alpha}{(-\beta)}$, aproximándose así a su estado estacionario. Esto último es lo que se conoce como la β-convergencia absoluta.

Sin embargo, este tipo de método tiene ciertas deficiencias, ya que supone que todas las regiones, países o zonas geográficas estudiadas deben converger hacia el mismo estado estacionario.

Este problema se resuelve utilizando la β-convergencia condicionada, ya que este método permite la existencia de varios estados estacionarios, teniendo en cuenta las particularidades de cada territorio o, en este caso, de cada comunidad autónoma de España.

3.2.1.2. β-convergencia condicionada.

La β-convergencia condicionada se calcula con la siguiente ecuación:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = \alpha + \beta * \ln(y_{i,t-1}) + \gamma * X_i + \varepsilon_t$$

Este método, al contrario que el método de β-convergencia absoluta, permite introducir variables explicativas adicionales (vector X_i) que pueden ayudar a explicar la convergencia. Las principales variables que se van a tener en cuenta en el análisis van a ser las ficticias regionales o nacionales (dependiendo de las necesidades del trabajo), las referidas a la productividad, a la inversión, al nivel de cualificación o composición de la mano de obra.

La diferencia con el método de β-convergencia absoluta, como ya se ha mencionado anteriormente, es que el método de la β-convergencia condicionada permite suponer diferentes estados estacionarios y estos deben cumplir:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}}\right) = 0$$

Por lo que si se despeja el $\ln(y_{i,t-1})$ se obtiene el siguiente resultado:

$$\ln(y_{i,t-1}) = \frac{\alpha + \gamma * X_i}{(-\beta)}$$

Esto permite agrupar las regiones, países o las áreas geográficas analizadas en función de las características de dichas áreas, ya que aquellas que tengan unas características similares van a tender al mismo equilibrio estacionario. A estos grupos también se les denomina “clubes de convergencia” (Villaverde, 1999).

Sin embargo, este análisis de β -convergencia condicionada también tiene deficiencias, ya que este análisis se centra en los datos de corte transversal y esconde la evolución de las variables estudiadas a lo largo del tiempo. Este problema se soluciona con la σ -convergencia.

3.2.2. σ -convergencia.

La σ -convergencia analiza la evolución de la dispersión de una variable determinada a lo largo del tiempo de las regiones, países y áreas geográficas analizadas.

Esta σ -convergencia se calcula, en caso de analizarse con la varianza, con la siguiente ecuación:

$$\sigma_t^2 = \left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N [\ln(y_{i,t}) - \rho_t]^2$$

O, en caso, de analizarse con la desviación típica, con la siguiente fórmula:

$$\sigma_t = \sqrt{\left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N [\ln(y_{i,t}) - \rho_t]^2}$$

donde ρ_t es la media de logaritmos de y_i correspondiente al año t.

Con este método, la convergencia se produciría si σ^2 o σ tienen una tendencia decreciente, es decir, cuando la dispersión disminuye a lo largo del tiempo. En este caso, las variables se van acercando cada vez más a su estado estacionario.

La σ -convergencia se aproxima más a la β -convergencia absoluta, ya que la existencia de la β -convergencia absoluta es una condición necesaria, pero no suficiente para que exista σ -convergencia, ya que la β debe ser negativa para que se reduzcan, de forma progresiva, las disparidades entre las diferentes áreas geográficas. Sin embargo, una β negativa no garantiza que las disparidades geográficas se reduzcan con el tiempo.



CAPÍTULO IV: RESULTADOS

RESULTADOS

Los resultados obtenidos sobre la convergencia en la dispersión salarial en España se van a dividir en dos subepígrafes, correspondientes, al análisis de la β -convergencia y de la σ -convergencia y, el primero, a su vez, se va a dividir en otros dos apartados que mostrarán los datos obtenidos del análisis de la β -convergencia absoluta y de la β -convergencia condicionada respectivamente.

4.1. Resultados del análisis de la β -convergencia.

4.1.1. Resultados del análisis de la β -convergencia absoluta.

Para analizar si existe β -convergencia absoluta en la dispersión salarial en España, tanto para mujeres, hombres y ambos sexos, se han calculado cuatro modelos, uno por cada recorrido estudiado. En estos modelos la variable dependiente representa la tasa de crecimiento en el periodo 2008 a 2015 del recorrido intercuartílico e interdecílico, tanto en términos absolutos como en relativos, siendo las variables dependientes en cada modelo TC de RICA, TC de RICR, TC de RIDA y TCDR, respectivamente.

En cuanto a la variable explicativa, es decir, la variable que debería converger, se ha incluido por cada modelo el logaritmo de uno de los recorridos en el año de referencia (2008), es decir, el logaritmo del recorrido intercuartílico, tanto en términos absolutos como en términos relativos y el logaritmo del recorrido interdecílico en ambos términos. De tal forma que las variables explicativas en cada modelo serían $\ln(\text{RICA}_{2008})$, $\ln(\text{RICR}_{2008})$, $\ln(\text{RIDA}_{2008})$ y $\ln(\text{RIDR}_{2008})$ respectivamente.

Por tanto, las estimaciones realizadas tanto para ambos sexos, mujeres y hombres son las siguientes:

$$\text{Modelo 1: TC de RICA}_{2008,2015} = \alpha + \beta * \ln(\text{RICA}_{2008}) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 2: TC de RICR}_{2008,2015} = \alpha + \beta * \ln(\text{RICR}_{2008}) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 3: TC de RIDA}_{2008,2015} = \alpha + \beta * \ln(\text{RIDA}_{2008}) + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 4: TC de RIDR}_{2008,2015} = \alpha + \beta * \ln(\text{RIDR}_{2008}) + \varepsilon_t$$

En la tabla 4.1, se puede observar que, en términos generales, existe β -convergencia absoluta en la dispersión salarial en el análisis global de ambos sexos, ya que la β resultante que acompaña al logaritmo de los diferentes recorridos es negativa. Sin embargo, en el último modelo no se puede hablar de convergencia estricta ya que la variable que acompaña a la β no es significativa individualmente. El hecho de que la β resultante en todos los modelos sea negativa refleja que si aumenta en una unidad el logaritmo del recorrido analizado, se reduce en β unidades la tasa de crecimiento de dicho recorrido, por lo que se reducirán las diferencias salariales entre las comunidades autónomas españolas, creciendo la dispersión salarial en menor medida en las comunidades autónomas con una mayor dispersión (por ejemplo Madrid tiene una tasa de crecimiento en el recorrido intercuartílico en términos absolutos de 5.14% en este periodo para ambos sexos) y en mayor medida en las comunidades autónomas con una menor dispersión salarial (destacando las islas Canarias con una tasa de crecimiento del mismo recorrido de 31,58% también para ambos sexos para dicho periodo). Por tanto, con los datos correspondientes a ambos sexos, la mayor convergencia se puede observar en el segundo modelo con una β de -0.356. Sin embargo, el tercer modelo que tiene una

CAPÍTULO IV

β de -0.268, a pesar de que la β sea inferior en comparación con el segundo modelo, tiene una significación más alta (al 1%).

En el caso de las estimaciones para los datos de las mujeres representados en la tabla 4.2, a pesar de que la β que acompaña al logaritmo de los recorridos analizados es negativa en todos los modelos, únicamente se puede afirmar, de forma estricta, que existe β -convergencia absoluta en la dispersión salarial en el cuarto modelo ya que, además de tener una β negativa, la variable explicativa es significativa individualmente. Este modelo, correspondiente al recorrido interdecílico en términos relativos coincide, además, con el que tiene una mayor β negativa (-0.652); por lo que si aumenta el recorrido interdecílico en términos relativos en una unidad, la tasa de crecimiento de dicho recorrido se reduce en 0.652 unidades, reduciéndose, por tanto, las diferencias salariales entre las comunidades autónomas para las mujeres.

En las estimaciones realizadas a partir de los datos de hombres, reflejados en la tabla 4.3, existe β -convergencia absoluta estricta en la dispersión salarial para los cuatro modelos, ya que, por un lado la β que acompaña a los logaritmos de los distintos recorridos estudiados es negativa, por lo que si aumenta esta variable explicativa en una unidad, la tasa de crecimiento disminuye en β unidades y, además, las variables explicativas son significativas individualmente en todos los modelos. El cuarto modelo es el que tiene una mayor β , siendo esta de -0.429; seguido por el tercer modelo con una β de -0.389, teniendo ambos modelos una buena representatividad ya que son significativos tanto conjunta como individualmente a nivel del 1%.

Por tanto, se puede concluir diciendo que para un análisis global existe una mayor convergencia en la dispersión salarial en el recorrido intercuartílico en términos relativos y en el recorrido interdecílico en términos absolutos si nos fijamos en la significación. Por el contrario, cuando se realiza el análisis por género, tanto para las mujeres como para los hombres la mayor convergencia en la dispersión salarial se encuentra en el recorrido interdecílico en términos relativos, siendo este modelo el que tiene una mayor β , y, por tanto, una mayor convergencia en la dispersión salarial, siendo esta convergencia mayor para las mujeres (-0.652) que para los hombres (-0.429).

Tabla 4.1. Estimación de los cuatro modelos anteriores para ambos sexos

	β	Significación conjunta // Significación individual
Modelo 1	-0.253	(**)
Modelo 2	-0.356	(**)
Modelo 3	-0.268	(***)
Modelo 4	-0.282	

Notas:

- 1) (*), (**), (***) indican la significatividad al nivel del 10, 5 y 1% respectivamente. En caso, de que los coeficientes no sean significativos no se representará con ningún asterisco.
- 2) Cuando solo se incluye una variable explicativa en el modelo, la significación conjunta y la significación individual coinciden.
- 3) Fuente: elaboración propia a través de los datos de la EAES.

RESULTADOS

Tabla 4.2. Estimación de los cuatro modelos anteriores para mujeres

	β	Significación conjunta // Significación individual
Modelo 1	-0.156	
Modelo 2	-0.256	
Modelo 3	-0.204	
Modelo 4	-0.652	(**)

Notas:

- 1) (*), (**), (***) indican la significatividad al nivel del 10, 5 y 1% respectivamente. En caso, de que los coeficientes no sean significativos no se representará con ningún asterisco.
- 2) Cuando solo se incluye una variable explicativa en el modelo, la significación conjunta y la significación individual coinciden.
- 3) Fuente: elaboración propia a través de los datos de la EAES.

Tabla 4.3 Estimación de los cuatro modelos anteriores para hombres

	β	Significación conjunta // Significación individual
Modelo 1	-0.272	(***)
Modelo 2	-0.320	(**)
Modelo 3	-0.389	(***)
Modelo 4	-0.429	(***)

Notas:

- 1) (*), (**), (***) indican la significatividad al nivel del 10, 5 y 1% respectivamente. En caso, de que los coeficientes no sean significativos no se representará con ningún asterisco.
- 2) Cuando solo se incluye una variable explicativa en el modelo, la significación conjunta y la significación individual coinciden.
- 3) Fuente: elaboración propia a través de los datos de la EAES.

A pesar de los datos obtenidos con las estimaciones anteriores, en este modelo de análisis de la β -convergencia absoluta existen una serie de deficiencias, ya comentados en el apartado de metodología (capítulo III). Por esta razón, es conveniente analizar la β -convergencia condicionada.

4.1.2. Resultados del análisis de la β -convergencia condicionada.

Para poder estudiar la existencia de β -convergencia condicionada en la dispersión salarial en España, tanto para mujeres, hombres y ambos sexos, se han estimado cuatro modelos, uno por cada recorrido. La variable dependiente de estos modelos coincide

con la variable dependiente utilizada para analizar la β -convergencia absoluta, por lo que se le va a aplicar la misma nomenclatura.

En relación con las variables explicativas, la primera de ellas también va a coincidir con la utilizada para analizar la existencia de la β -convergencia absoluta, por lo que estas variables se han denominado de la misma forma. Sin embargo, en función a lo dispuesto en el capítulo III de metodología, en la β -convergencia condicionada se añaden una serie de variables explicativas para ayudar a explicar la convergencia. Entre ellas, las variables que se han considerado significativas para explicar la convergencia en la dispersión salarial en España han sido las siguientes; por un lado, se ha calculado el peso de los ocupados en tres de los principales sectores económicos (agricultura, industria y servicios) sobre el total de ocupados en España con los datos obtenidos de la Encuesta de Población Activa para el segundo trimestre del año 2015, obteniendo tres variables, el peso de los ocupados sobre el total nacional para la agricultura (POAgr), la industria (POInd) y los servicios (POServ). Por otro lado, y en último lugar, se ha incluido la tasa de paro del año 2015 (TP₂₀₁₅) obtenida, también, a través de la EPA.

Por tanto, las estimaciones realizadas tanto para ambos sexos, mujeres y hombres son las siguientes:

$$\text{Modelo 1: TC de RICA}_{2008,2015} = \alpha + \beta * \ln(\text{RICA}_{2008}) + \gamma_1 * \text{POAgr} + \gamma_2 * \text{POInd} + \gamma_3 * \text{POServ} + \gamma_4 * \text{TP}_{2015} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 2: TC de RICR}_{2008,2015} = \alpha + \beta * \ln(\text{RICR}_{2008}) + \gamma_1 * \text{POAgr} + \gamma_2 * \text{POInd} + \gamma_3 * \text{POServ} + \gamma_4 * \text{TP}_{2015} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 3: TC de RIDA}_{2008,2015} = \alpha + \beta * \ln(\text{RIDA}_{2008}) + \gamma_1 * \text{POAgr} + \gamma_2 * \text{POInd} + \gamma_3 * \text{POServ} + \gamma_4 * \text{TP}_{2015} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo 4: TC de RIDR}_{2008,2015} = \alpha + \beta * \ln(\text{RIDR}_{2008}) + \gamma_1 * \text{POAgr} + \gamma_2 * \text{POInd} + \gamma_3 * \text{POServ} + \gamma_4 * \text{TP}_{2015} + \varepsilon_t$$

En la tabla 4.4, cuando solamente se tiene en cuenta el signo de la β , se puede observar convergencia en la dispersión salarial en los cuatro modelos analizados, ya que existe una β negativa, es decir, el coeficiente que acompaña al logaritmo de los recorridos que sirven para analizar la dispersión salarial es negativo, siendo, a simple vista, el cuarto modelo el de una mayor convergencia (-0.313). Por tanto, si aumenta cualquiera de los logaritmos de los recorridos, la tasa de crecimiento disminuye en β unidades y se reducirán las diferencias salariales entre las comunidades autónomas y, para ello, las comunidades con mayor dispersión salarial han crecido en menor medida que las comunidades autónomas con menor dispersión salarial, tal y como se comentó en la β -convergencia absoluta. Sin embargo, únicamente se puede hablar de β -convergencia condicionada estricta en el tercer modelo, ya ese modelo es el único donde la variable correspondiente al logaritmo del recorrido estudiado, es significativa individualmente. Este modelo, correspondiente al recorrido interdecílico en términos absolutos, tiene una β de -0.177, siendo el segundo modelo con una mayor β negativa.

En las estimaciones realizadas, a partir de los datos correspondientes a las mujeres reflejados en la tabla 4.5, se puede observar, de forma estricta, la existencia de convergencia en la dispersión salarial para las mujeres en todos los modelos excepto en el tercero. Esto se debe a que, a pesar de que todos los modelos tienen una β negativa y, por tanto, cuando aumente en una unidad la variable explicativa que acompaña a la β , la

RESULTADOS

variable dependiente se reducirá en β unidades y, como consecuencia, disminuirán las diferencias salariales entre las comunidades autónomas para las mujeres; en el tercer modelo el logaritmo del recorrido estudiado no es significativo individualmente. En este estudio, destaca, el cuarto modelo, correspondiente con el recorrido interdecílico en términos relativos, como el modelo con una mayor convergencia estricta, ya que tiene una β de -0.797. Este modelo es seguido por el segundo, que se corresponde con el recorrido intercuartílico en términos relativos, con una β de -0.399. Por tanto, para las mujeres, hay una mayor convergencia en los recorridos en términos relativos, es decir, cuando se tiene en cuenta el salario medio de las mujeres.

Los resultados obtenidos para los hombres, recogidos en la tabla 4.6, reflejan que, en un principio, existe convergencia en la dispersión salarial para los cuatro modelos estimados, ya que la β es negativa. Sin embargo, sólo se puede hablar de β -convergencia condicionada estricta en los modelos correspondientes al recorrido interdecílico, tanto en términos absolutos como en términos relativos (modelo 3 y modelo 4, respectivamente). La mayor convergencia en la dispersión salarial, de forma estricta, se encuentra en el cuarto modelo con una β de -0.683; este valor representa que cuando aumente en una unidad este recorrido, la tasa de crecimiento correspondiente a este recorrido se reducirá en 0.683 unidades. Este modelo es seguido de cerca por el tercer modelo con una β de -0.449.

En resumen, si se analiza la β -convergencia condicionada, los resultados obtenidos en el análisis global de ambos sexos reflejan que la mayor convergencia, en sentido estricto, se encuentra en el recorrido interdecílico en términos absolutos. Respecto al estudio desagregado por género, en los resultados obtenidos para los hombres se observa que la mayor convergencia en la dispersión salarial se encuentra en el recorrido interdecílico en términos relativos, seguido, de cerca, por el recorrido interdecílico en términos absolutos. Al igual que en el caso de los hombres, en los resultados obtenidos para mujeres, la mayor convergencia, de forma estricta, se observa en el recorrido interdecílico en términos relativos siendo superior que la obtenida para el caso de los hombres (-0.797 frente a -0.683 respectivamente); pero, sin embargo, el segundo modelo con una mayor convergencia es el correspondiente al recorrido intercuartílico en términos relativos.

Por tanto, el análisis de la β -convergencia, se puede concluir diciendo que, tanto para la β -convergencia absoluta como para la β -convergencia condicionada, en la mayoría de los casos, existe dicha convergencia de forma estricta y que la mayor convergencia en la dispersión salarial se encuentra, tanto en un análisis global como un análisis por género, en el recorrido interdecílico, tanto en términos absolutos como en términos relativos. Cuando se diferencia por sexo, se puede observar que existen diferencias en la β -convergencia, tanto absoluta como condicionada, entre hombres y mujeres ya que, en la mayoría de las estimaciones, dicha convergencia es mayor para los hombres que para las mujeres. Sin embargo, tanto en la β -convergencia absoluta como en la β -convergencia condicionada, en el modelo correspondiente al recorrido interdecílico en términos relativos la β -convergencia en la dispersión salarial es superior en las mujeres que en los hombres.

Tabla 4.4. Estimación de los cuatro modelos anteriores para ambos sexos

	β	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	Significación conjunta	Significación individual				
							β	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
Modelo 1	-0.091	0.577	0.748	0.381	0.011	(**)					(**)
Modelo 2	-0.157	0.016	0.547	0.086	0.012	(**)					(**)
Modelo 3	-0.177	1.813	1.527	1.473	0.004	(***)	(*)	(**)	(**)	(*)	
Modelo 4	-0.313	1.135	1.069	0.944	0.005	(***)			(*)		(**)

Notas:

- 1) (*), (**), (***) indican la significatividad al nivel del 10, 5 y 1% respectivamente. En caso, de que los coeficientes no sean significativos no se representará con ningún asterisco.
- 2) Fuente: elaboración propia a través de los datos de la EAES y de la EPA.

Tabla 4.5. Estimación de los cuatro modelos anteriores para mujeres

	β	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	Significación conjunta	Significación individual				
							β	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
Modelo 1	-0.247	-13.146	-11.123	-11.719	0.009		(**)	(**)	(**)	(**)	(**)
Modelo 2	-0.399	-10.970	-9.171	-9.975	0.011	(*)	(**)	(**)	(*)	(**)	(***)
Modelo 3	-0.269	-8.979	-8.041	-8.377	0.005						
Modelo 4	-0.797	-3.173	-2.885	-3.353	0.006	(*)	(***)				(*)

Notas:

- 1) (*), (**), (***) indican la significatividad al nivel del 10, 5 y 1% respectivamente. En caso, de que los coeficientes no sean significativos no se representará con ningún asterisco.
- 2) Fuente: elaboración propia a través de los datos de la EAES y de la EPA.

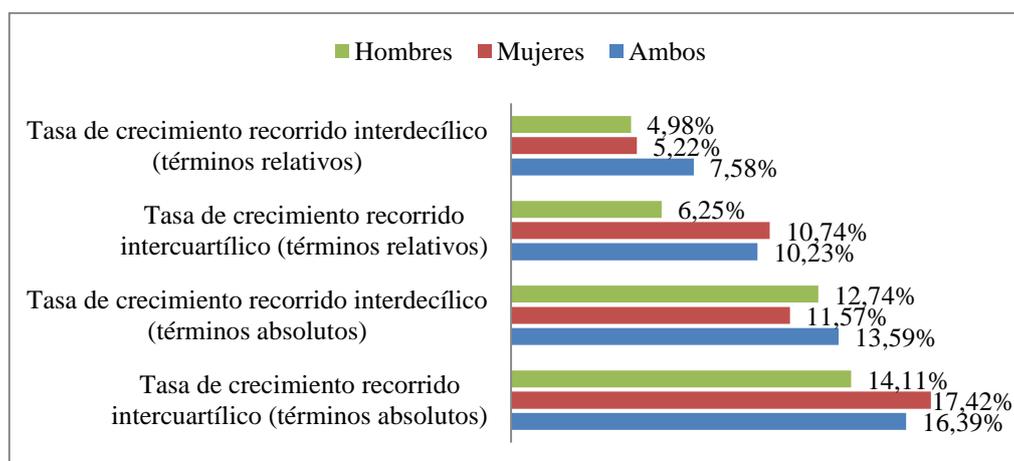
RESULTADOS

Tabla 4.6. Estimación de los cuatro modelos anteriores para hombres											
	β	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	Significación conjunta	Significación individual				
							β	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4
Modelo 1	-0.162	0.795	0.891	0.487	0.012	(**)					(*)
Modelo 2	-0.226	0.609	0.709	0.499	0.009	(**)					(*)
Modelo 3	-0.449	1.629	1.810	1.972	0.004	(***)	(***)	(**)	(**)	(**)	
Modelo 4	-0.683	1.124	0.923	1.369	0.005	(***)	(***)	(*)	(*)	(**)	

Notas:

- 1) (*), (**), (***) indican la significatividad al nivel del 10, 5 y 1% respectivamente. En caso, de que los coeficientes no sean significativos no se representará con ningún asterisco.
- 2) Fuente: elaboración propia a través de los datos de la EAES y de la EPA.

Gráfico 4.1. Tasas de crecimiento para el total nacional de los cuatro recorridos utilizados para analizar la dispersión salarial desde 2008 hasta 2015.



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la EAES.

Si se tienen en cuenta los resultados de las tasas de crecimiento para el total nacional de los cuatro recorridos utilizados para analizar la dispersión salarial, representados en el gráfico 4.1, se observa que la menor tasa de crecimiento se encuentra en el recorrido interdecílico en términos relativos, seguido por el recorrido intercuartílico en términos relativos, por el recorrido interdecílico en términos absolutos y por el recorrido intercuartílico en términos absolutos respectivamente. Por tanto, la mayor tasa de crecimiento se encuentra en el recorrido intercuartílico, tanto si se analiza en términos absolutos, como en términos relativos; mientras que la menor tasa de crecimiento se encuentra en el recorrido interdecílico, tanto si se analiza en términos absolutos como en términos relativos. Por lo que coincide, como es lógico, el recorrido que ha tenido una menor tasa de crecimiento con el que tiene una mayor convergencia, tanto si se analiza la β -convergencia absoluta como si se analiza la β -convergencia condicionada.

4.2. Resultados del análisis de la σ -convergencia.

Como en el análisis de la β -convergencia condicionada existen deficiencias ya que el análisis se centra en los datos de corte transversal y este análisis esconde la variabilidad de las tasas de desempleo regionales a lo largo del tiempo (problemas nombrados en el capítulo III de metodología), es conveniente realizar el estudio de la σ -convergencia.

La tendencia de la σ -convergencia se ha obtenido a partir de la desviación típica del logaritmo de los cuatro recorridos estudiados para analizar la evolución de las diferencias en la dispersión salarial, es decir, la desviación típica del recorrido intercuartílico tanto en términos absolutos como en términos relativos y la desviación típica del recorrido interdecílico también en ambos términos, para el conjunto de comunidades autónomas de España y para cada uno de los años incluidos en el periodo estudiado (desde el 2008 hasta el 2015), aplicando la fórmula referente a la desviación típica recogida en el capítulo III de metodología y utilizando la nomenclatura definida en la β -convergencia para los recorridos. Por tanto las cuatro fórmulas utilizadas han sido las siguientes:

$$\text{Fórmula 1: } \sigma_t = \sqrt{\left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N [\ln(RICA_{i,t}) - \rho_t]^2}$$

$$\text{Fórmula 2: } \sigma_t = \sqrt{\left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N [\ln(RICR_{i,t}) - \rho_t]^2}$$

$$\text{Fórmula 3: } \sigma_t = \sqrt{\left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N [\ln(RIDA_{i,t}) - \rho_t]^2}$$

$$\text{Fórmula 4: } \sigma_t = \sqrt{\left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N [\ln(RIDR_{i,t}) - \rho_t]^2}$$

donde N es igual a las 17 comunidades autónomas españolas; t representa el año en el que se calcula la desviación típica, por lo que se han calculado 8 desviaciones típicas para cada recorrido correspondientes a los años que van desde 2008 hasta 2015; y ρ_t representa la media de los logaritmos de los recorridos estudiados para cada año desde 2008 hasta 2015, siendo ρ_t para la fórmula 1 la media de los logaritmos del recorrido intercuartílico en términos absolutos, para la fórmula 2 la media de los logaritmos del recorrido intercuartílico en términos relativos, para la fórmula 3 la media de los logaritmos del recorrido interdecílico en términos absolutos y para la fórmula 4 la media de los logaritmos del recorrido interdecílico en términos relativos.

En función a lo dispuesto en el capítulo III de metodología, en el segundo apartado de medidas de convergencia, para que se pueda afirmar que existe σ -convergencia, la desviación típica o, en su defecto, la varianza, debe tener una tendencia decreciente, ya que cuando esto ocurre la dispersión disminuye a lo largo del tiempo y las variables se van acercando, cada vez más, a su estado estacionario

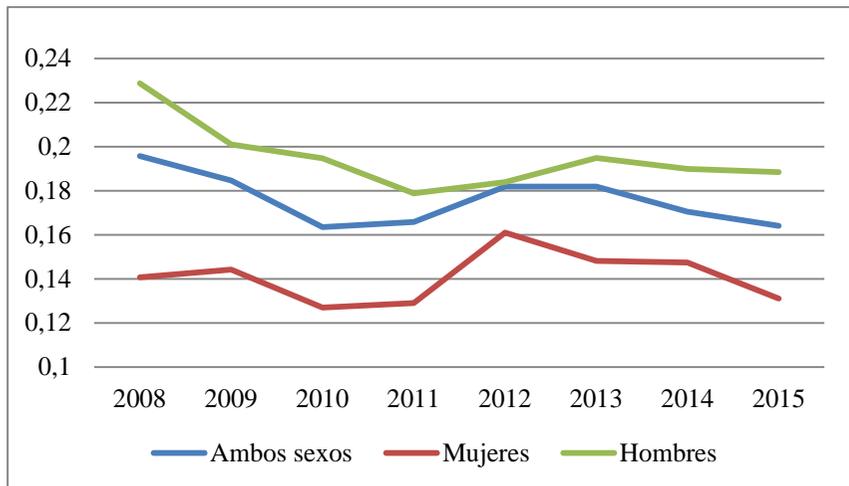
En base a lo anterior, en el análisis de la existencia de convergencia en la dispersión salarial en España teniendo en cuenta los gráficos 4.2, 4.3, 4.4 y 4.5, correspondientes al logaritmo de los cuatro recorridos analizados, no se observa la existencia de σ -convergencia de forma estricta, ya que en ninguno de los cuatro gráficos existe una tendencia decreciente durante todo el período analizado (desde 2008 hasta 2015).

Sin embargo, tanto la desviación típica del logaritmo del recorrido intercuartílico (gráfico 4.2) como la desviación típica del logaritmo del recorrido interdecílico (gráfico 4.4), ambos en términos absolutos, siguen una tendencia decreciente hasta 2011 (excepto en las mujeres para el recorrido interdecílico en términos absolutos), a partir de este año vuelve a incrementarse la dispersión salarial, por lo que no se puede afirmar la existencia de convergencia en los años posteriores. Por el contrario, si se analizan estos recorridos pero en términos relativos (gráfico 4.3 y gráfico 4.5) se observa una tendencia, en su mayoría, constante, por lo que no se puede observar ninguna reducción significativa de las diferencias salariales entre las comunidades autónomas.

En relación con lo dispuesto anteriormente, a pesar de la existencia de β -convergencia absoluta y de la existencia de β -convergencia condicionada de forma estricta en la mayoría de los casos, no se puede afirmar que existe σ -convergencia de forma estricta. Este hecho puede significar que las comunidades autónomas converjan hacia distintos estados estacionarios. Se observa así que, tal y como se ha dicho anteriormente en el capítulo III de metodología, una β negativa en los modelos estudiados anteriormente no garantiza la reducción de las disparidades geográficas a lo largo del tiempo, siendo la β -convergencia (sobre todo la absoluta) una condición necesaria, pero no determinante para que exista σ -convergencia.

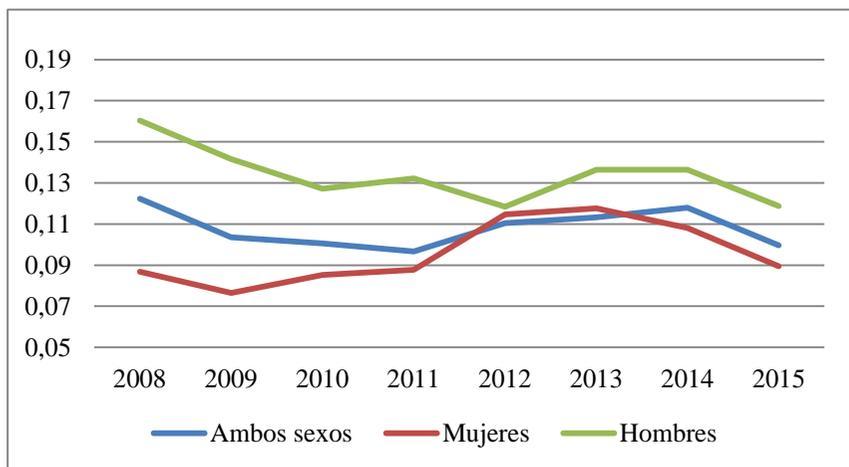
CAPÍTULO IV

Gráfico 4.2. Desviación típica In (recorrido intercuartílico en términos absolutos)



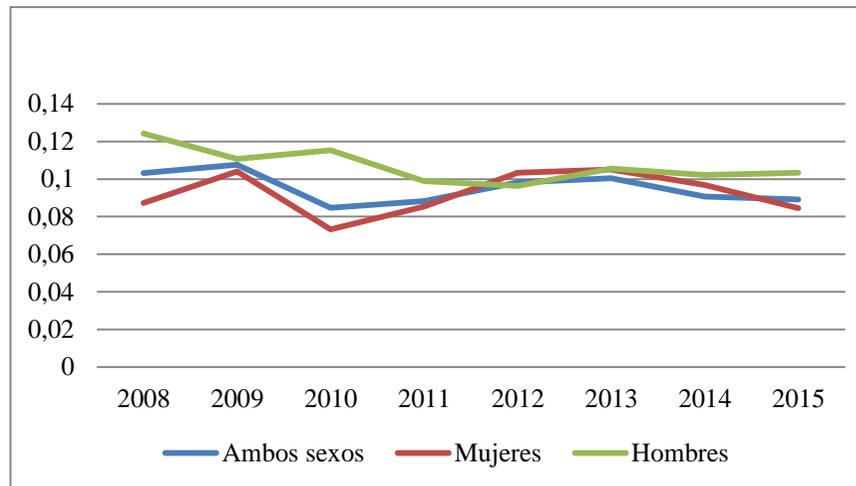
Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la EAES.

Gráfico 4.4. Desviación típica In (recorrido interdecílico en términos absolutos)



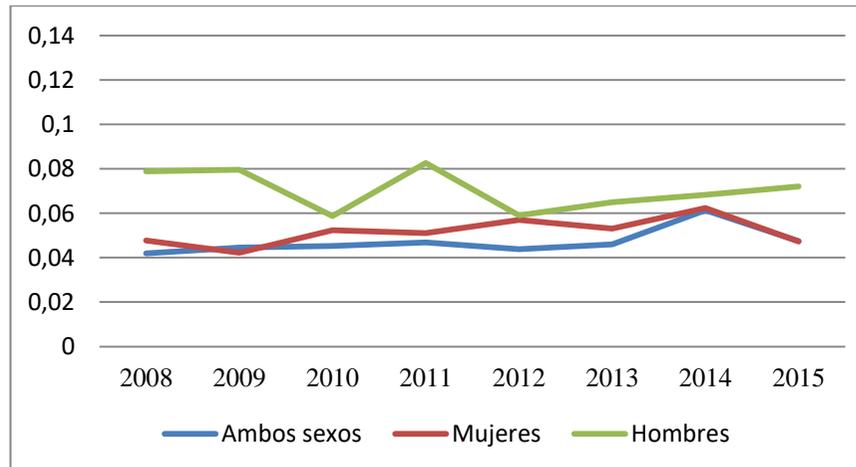
Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la EAES.

Gráfico 4.3. Desviación típica In (recorrido intercuartílico en términos relativos)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la EAES.

Gráfico 4.5. Desviación típica In (recorrido interdecílico en términos relativos)



Fuente: elaboración propia a partir de los datos de la EAES.



CAPÍTULO V: CONCLUSIONES

CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo es analizar si ha existido convergencia en la dispersión salarial en el periodo 2008-2015 entre las comunidades autónomas de España. Este análisis también se ha realizado por género, para estudiar si existen diferencias en el grado de convergencia de la dispersión salarial entre hombres y mujeres.

En España hay muchos trabajos relacionados con el estudio de la dispersión salarial y las desigualdades salariales en España, a nivel regional y no regional, y análisis desagregados por género. Sin embargo, hay menos estudios referentes a la convergencia de esas desigualdades salariales en España. Por esta razón, se ha planteado este trabajo que permite profundizar en el análisis de la convergencia en la dispersión salarial en España.

La base de datos empleada para este estudio es la Encuesta Anual de Estructura Salarial (EAES) que proporciona datos sobre la distribución salarial en España. A partir de estos datos, se ha realizado el cálculo de las dos medidas de dispersión salarial utilizadas que son el recorrido intercuartílico y el recorrido interdecílico tanto en términos absolutos como en términos relativos (en este último caso, teniendo en cuenta la media salarial). Con dichas medidas y a partir del empleo del programa econométrico E-Views se han realizado diversas estimaciones para poder analizar la convergencia en la dispersión salarial. Para este estudio se han utilizado las dos medidas de convergencia más destacadas, que son la β -convergencia, que se divide a su vez en β -convergencia absoluta y β -convergencia condicionada, y la σ -convergencia.

La primera conclusión se centra en que, tanto a nivel global como desagregando el estudio por género, la dispersión salarial, medida a través del recorrido intercuartílico en términos absolutos, aumenta a medida que avanza el periodo estudiado (2008-2015). Entre las comunidades con una mayor dispersión salarial destacan Madrid, Cataluña y el País Vasco coincidiendo estas con las que tienen una mayor media salarial. Por el contrario, entre aquellas comunidades autónomas con una menor dispersión salarial destacan las islas Baleares, sin coincidir con aquellas comunidades con una menor media salarial (Murcia, Extremadura y las islas Canarias). Cuando el recorrido intercuartílico en términos absolutos se desagrega por género se puede observar que en aquellas comunidades con una mayor dispersión salarial, cuando se analizan de forma global ambos sexos (Madrid, Cataluña y el País Vasco), la dispersión es mayor en los hombres; por el contrario, en aquellas comunidades con una menor dispersión salarial en el análisis global (islas Baleares), la dispersión salarial es mayor en las mujeres.

La segunda conclusión importante nos indica la existencia de β -convergencia, tanto absoluta como condicionada, de forma estricta en la mayoría de los casos en el período estudiado (2008-2015). Esta conclusión es generalizable para toda la población y en la desagregación por género, ya que, por un lado, la β obtenida en las distintas estimaciones es negativa y, por tanto, refleja que si aumenta el logaritmo del recorrido estudiado en una unidad, la tasa de crecimiento de dicho recorrido se reduce en β unidades. Esto indica que se reducen las diferencias salariales entre las comunidades autónomas, creciendo en mayor medida las comunidades con una menor dispersión salarial y en menor medida aquellas con una mayor dispersión salarial. Por otro lado, en la mayor parte de los modelos estudiados, la variable del logaritmo de los recorridos estudiados es significativa individualmente. En la mayor parte de las estimaciones, la mayor convergencia en la dispersión salarial se encuentra en el recorrido interdecílico, tanto en términos absolutos como en términos relativos. En relación con estos recorridos, conviene destacar que son aquellos que han tenido una menor tasa de crecimiento en el periodo estudiado. Cuando se desagrega el estudio de la

β -convergencia por género, se puede observar que en prácticamente todos los modelos, la convergencia en la dispersión salarial es mayor en los hombres que en las mujeres, exceptuando el modelo correspondiente al recorrido interdecílico en términos relativos, tanto de la β -convergencia absoluta como de la β -convergencia condicionada, donde la convergencia en la dispersión salarial es mayor para las mujeres que para los hombres.

Como tercera y última conclusión, ante los resultados obtenidos en el análisis de la σ -convergencia, no se puede afirmar que exista σ -convergencia en la dispersión salarial, ni para hombres ni para mujeres ni, por tanto, para el análisis global de ambos sexos en el periodo estudiado. Esto se debe a que, aunque la desviación típica del logaritmo del recorrido intercuartílico e interdecílico en términos absolutos siga una tendencia decreciente hasta el 2011, la desviación típica del logaritmo de los recorridos calculados para analizar la dispersión salarial no sigue una tendencia decreciente durante todo el período en ninguno de los casos y, como consecuencia, las diferencias salariales entre las comunidades autónomas no han disminuido a lo largo del tiempo. Por tanto, tal y como se ha comentado en el capítulo III de metodología, la existencia de β -convergencia es una condición necesaria, pero no suficiente para la existencia de la σ -convergencia.

En definitiva, se puede concluir afirmando que no se puede observar, de forma estricta, convergencia en la dispersión salarial en España desde 2008 a 2015, ya que no todas las comunidades autónomas convergen hacia el mismo estado estacionario. El hecho de que exista β -convergencia, tanto absoluta como condicionada, de forma estricta en la mayor parte de los modelos estudiados, y, sin embargo, la σ -convergencia no siga una tendencia decreciente, puede significar que las comunidades autónomas converjan hacia distintos estados estacionarios. Por ejemplo, en las estimaciones de la β -convergencia condicionada de ambos sexos, en el recorrido interdecílico (tanto en términos absolutos como en términos relativos) las variables significativas individualmente son las referidas al logaritmo del recorrido interdecílico (2008) y al peso de los ocupados en agricultura, industria y servicios, por lo que las comunidades autónomas pueden converger hacia distintos estados estacionarios en función de la semejanza del peso de ocupados entre las comunidades autónomas estudiadas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Atkinson, A. B. (2003). Convergencia en Desigualdad de Renta en los Países de la OCDE. CLM. Economía, 2, 75-94.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. Journal of political Economy, 100(2), 223-251.
- Castro Lugo, D., & Huesca Reynoso, L. (2007). Desigualdad salarial en México: una revisión. *Papeles de población*, 13(54), 225-264.
- Dolado, J. J., González-Páramo, J. M., & Roldán, J. M. (1994). Convergencia económica entre las provincias españolas: evidencia empírica.
- El-Attar, M., López-Bazo, E., & Motellón, E. (2007). Diferencias salariales entre las regiones españolas.
- Gutiérrez, C. R. (2000). Dispersión salarial dentro de las empresas y negociación colectiva: una aplicación al caso asturiano. Documentos de trabajo (Universidad de Oviedo. Facultad de Ciencias Económicas), (217), 1-29.
- INE (2017a). Encuesta Anual de Estructura Salarial (EAES), Metodología (Madrid).
- INE (2017b). Encuesta de Población Activa, Metodología 2005, Descripción general de la encuesta (Madrid).
- Jorrín, G. J. (2017) España es el país europeo en el que más poder adquisitivo han perdido los salarios
https://www.elconfidencial.com/economia/2017-09-13/subida-salarial-espana-peor-europa-negociacion-colectiva_1442032/ (Consulta: 25 de abril de 2017)
- Lorenzo, J. M. M. (2007). Estadística descriptiva. Editorial Paraninfo.
- Mas, M., Maudos, J., Pérez, F., & Uriel, E. (1993). Disparidades regionales y convergencia en las CC. AA. españolas. Institut Valencià d'Investigacions Econòmiques.
- Moral de Blas, A. (2003). Un análisis de la convergencia de las tasas de paro regionales en España: 1977–2000 (Doctoral dissertation, Tesis de doctorado. Universidad de Valladolid).
- Muñoz, D. R. (2000). Manual de estadística. Juan Carlos Martínez Coll.
- Palacio, J. I., & Simón, H. (2002). Segregación laboral y diferencias salariales por sexo en España. *Estadística Española*, 48(163), 493-524.
- Palacio, J. I., & Simón, H. J. (2004). Dispersión salarial entre establecimientos y desigualdad salarial. *Revista de Economía Aplicada*, 12(36).
- Perez, R. (2010). Nociones básicas de estadística. Rigoberto Perez.
- Rosés, J. R., & Sánchez-Alonso, B. (2004). Regional wage convergence in Spain 1850–1930. *Explorations in Economic History*, 41(4), 404-425.
- Simón, H. (2006). Diferencias salariales entre hombres y mujeres en España: una comparación internacional con datos emparejados empresa-trabajador. *investigaciones económicas*, 30(1).

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Simón, H. (2009). La desigualdad salarial en España: Una perspectiva internacional y temporal. *investigaciones económicas*, 33(3).
- Simón, H. J., Ramos Lobo, R., & Sanromá, E. (2008). Evolución de las diferencias salariales por razón de sexo. *Revista de Economía Aplicada*, 16(48).
- Vila, M. C. (2008). Disparidades retributivas del profesorado de la enseñanza pública no universitaria. *Revista Galega de Economía*, 17(2).
- Villaverde Castro, J. (1999). Dispersión y flexibilidad regional de los salarios en España.
- Villaverde Castro, J., & Maza Fernández, A. J. (2002). Salarios y desempleo en las regiones españolas.

ANEXO I**Medidas de dispersión**

Tabla 1.1. Medidas de posición no central en función de si la distribución está agrupada en intervalos o no.		
	Distribuciones no agrupadas en intervalos	Distribuciones agrupadas en intervalos
Cuantiles	$\frac{r * N}{q}$	$L_{i-1} + \frac{\frac{r * N}{q} - N_i}{n_i} * c_i$
Cuartiles	$\frac{r * N}{4}$	$L_{i-1} + \frac{\frac{r * N}{4} - N_i}{n_i} * c_i$
Deciles	$\frac{r * N}{10}$	$L_{i-1} + \frac{\frac{r * N}{10} - N_i}{n_i} * c_i$
Percentiles	$\frac{r * N}{100}$	$L_{i-1} + \frac{\frac{r * N}{100} - N_i}{n_i} * c_i$
Notas:		
1) r es el orden del cuantil correspondiente, q el número de intervalos con iguales frecuencias u observaciones, N es el número total de observaciones, L_{i-1} el intervalo que se va a estudiar, n_i la muestra correspondiente a dicho intervalo y c_i el número de observaciones de dicho intervalo.		